Catalogue no. 81-595-MIE — No. 036
ISSN: 1711-831X
ISBN: 0-662-41821-2

Research Paper

Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics

Participation in Postsecondary Education: Evidence from the Survey of Labour and Income Dynamics

by Atiq Rahman, Jerry Situ and Vicki Jimmo

Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics Division
2001 Main Building, Ottawa, K1A 0T6

Telephone: 1 800 307-3382 Fax: 1 613 951-9040

Statistics Canada
Human Resources and Skills Development Canada

Statistique Canada
Ressources humaines et Développement des compétences Canada

Canada

How to obtain more information

Specific inquiries about this product and related statistics or services should be directed to: Client Services, Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (telephone: (613) 951-7608; toll free at 1 800 307-3382; by fax at (613) 951-9040; or e-mail: educationstats@statcan.ca).

For information on the wide range of data available from Statistics Canada, you can contact us by calling one of our toll-free numbers. You can also contact us by e-mail or by visiting our website.

National inquiries line	1 800 263-1136
National telecommunications device for the hearing impaired	1 800 363-7629
Depository Services Program inquiries	1 800 700-1033
Fax line for Depository Services Program	1 800 889-9734
E-mail inquiries	infostats@statcan.ca
Website	www.statcan.ca

Information to access the product

This product, catalogue no. 81-595-MIE, is available for free. To obtain a single issue, visit our website at www.statcan.ca and select Our Products and Services.

Standards of service to the public

Statistics Canada is committed to serving its clients in a prompt, reliable and courteous manner and in the official language of their choice. To this end, the Agency has developed standards of service that its employees observe in serving its clients. To obtain a copy of these service standards, please contact Statistics Canada toll free at 1 800 263-1136. The service standards are also published on www.statcan.ca under About Statistics Canada > Providing services to Canadians.

Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics
Research papers

Participation in Postsecondary Education: Evidence from the Survey of Labour and Income Dynamics

Atiq Rahman, Jerry Situ and Vicki Jimmo
Canada Student Loans Program, Human Resources and Skills Development Canada

Published by authority of the Minister responsible for Statistics Canada

© Minister of Industry, 2005

All rights reserved. The content of this publication may be reproduced, in whole or in part, and by any means, without further permission from Statistics Canada, subject to the following conditions: that it is done solely for the purposes of private study, research, criticism, review, newspaper summary, and/or for non-commercial purposes; and that Statistics Canada be fully acknowledged as follows: Source (or "Adapted from", if appropriate): Statistics Canada, name of product, catalogue, volume and issue numbers, reference period and page(s). Otherwise, no part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopy, for any purposes, without the prior written permission of Licensing Services, Marketing Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

October 2005

Catalogue no. 81-595-MIE2005036

Frequency: Irregular

ISSN 1711-831X

ISBN 0-662-41821-2

Ottawa

Cette publication est disponible en français (nº 81-595-MIF2005036 au catalogue)

Statistics Canada
Human Resources and Skills Development Canada

106-00229/

Acknowledgements

The authors are grateful to Leesha Lin of the CSLP for her continuous encouragement and support for the current project. They are also thankful to Patrice de Broucker of CPRN, Mary Allen of Statistics Canada and Laval Lavallée for their suggestions.

Note of appreciation

Canada owes the success of its statistical system to a long-standing partnership between Statistics Canada, the citizens of Canada, its businesses, governments and other institutions. Accurate and timely statistical information could not be produced without their continued cooperation and goodwill.

Table of Contents

Acknowledgements	4
Summary	6
Introduction	7
Postsecondary participation in the late 1990s	10
Postsecondary education participation by socio-economic background	13
Determinants of postsecondary participation	19
Determinants of the choice of postsecondary institution	25
Conclusion	28
References	29
Endnotes	30
Appendix	31
Cumulative Index	34

Summary

- A variety of family background factors – family income, parents education and family structure — are all related to postsecondary education, even after controlling for the fact that these factors are also inter-related.
  - Youth whose parents had a postsecondary education are themselves much more likely to go on to postsecondary education, especially university.
  - Youth in the lowest family income quartile are less likely to participate in postsecondary education than their better-off counterparts. Furthermore, family income impacts both university and college participation in similar manner.
  - Youth from two-parent families are more likely to go on to postsecondary studies than youth from single-parent families.
- While going on to any form of postsecondary education is related to family income, there is no similar relationship when it comes to choosing between college and university.

Introduction

Access to postsecondary education is a central policy issue in modern societies. Increased participation in postsecondary education is an important social goal as it is a crucial determinant of the economic success of an individual as well as of society as a whole. Because of the positive benefits of postsecondary education, equitable access to postsecondary education for individuals from all backgrounds can ensure a higher level of social mobility.

There has been a great deal of research in recent years to understand the relationship between socio-economic background and postsecondary access (de Broucker, 2005). Given that many policies to improve access are related to family income and the costs of education, it is particularly important to understand the degree to which family income is related to postsecondary participation independently of other factors such as parental education, family composition, community size or location.

Prior research has shown that postsecondary participation is related to each of these factors. However, these various measures of family background are very much interrelated. Parents with greater levels of education tend to earn more money; single parent families tend to have lower family income, etc. It is important, therefore, to take into account how these factors work together in order to understand the mechanisms by which family background influences participation. Are some youth less likely to go on to college or university because of the education of their parents, or because they don't have the money?

This paper builds on previous research examining the role of family income in postsecondary education

Few data sources provide full information on the family background of youth. While parent's education levels and occupations are commonly collected, information on family income is either unavailable, or poorly reported. Statistics Canada's Survey of Labour Income Dynamics (SLID) is a longitudinal survey which collects information from all members of a household and surveys the individuals in that household for six years. By providing information about parents and family income collected when youth were 16 and living with their parents, SLID is one of the most reliable and complete sources of family background information for the analysis of the participation of youth in postsecondary education.

The current paper builds on previous research examining the role of family income in postsecondary education. In particular, a series of papers used the 1998 panel of Statistics Canada's Survey of Labour Income Dynamics (SLID) as their data source examining a number of family background factors, including both parental education and family income (Statistics Canada, 2001, 2002; Lavallée *et. al.*, 2001; Knighton and Mirza ,2002; Drolet, 2005).

Statistics Canada (2001, 2002) used a sample of SLID respondents from 1998 (the first SLID panel, see text box) to report the participation rates of 18 to 21 year olds by family income quartiles. This report documented significant differences in postsecondary participation, particularly university, for youth from the highest and lowest income quartiles.

Lavallée *et. al.* (2001) extended the Statistics Canada analysis by reporting the participation rates for a number of socio-economic variables. These variables included: after-tax income quartile, parental education, gender, family composition, urban/rural status and region of residence. The paper found that youth from the highest income quartile are more than twice as likely to attend university than those from the lowest income quartile. It also found a strong relationship between university participation and both family structure and parents' education.

Knighton and Mirza (2002) then used the same 1998 panel to investigate the relative influence of parental income and parental education on postsecondary education participation. They found that both family income and parent education levels were related to the pursuit of postsecondary education. However, parents' education appeared to have a stronger influence on the pursuit of postsecondary studies than family income. For example, youth in the lowest income quartile who had one or more parents who had gone to university or college were more likely to pursue postsecondary studies than youth in the highest quartile whose parents had no college or university education.

More recently, Drolet (2005) used the two SLID panels (1998 and 2001) to investigate whether the participation pattern by family background changed between 1993 and 2001. Drolet concluded that there was no evidence of changes in participation by youth with different parental income and parental education background.

This paper extends the previous work, particularly Knighton and Mirza, while taking advantage of an additional sample of youth available in the more recent releases of SLID (see the appendix for a full discussion of the SLID sample). The paper attempts to address three broad questions in this context. First, has the postsecondary education participation pattern changed in the recent past either for college and university participation, or for youth of various backgrounds?

Second, how are the socio-economic factors related to postsecondary participation? Does the impact of socio-economic factors differ for college and university participation? Thirdly, for those who did pursue postsecondary education, which factors are more important in the choice of institution– university versus college?

Survey information and important concepts

What is SLID? The Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) is a longitudinal household survey that follows the same respondents for six years. Fresh samples (panels) are drawn every three years. The first and the second SLID 'panels followed the respondents from 1993 to 1998 and from 1996 to 2001 respectively. A detailed discussion on the data source and the definitions of various variables can be found in the Appendix.

This study examines the activities of respondents who were 18 to 21 year old in the last year of each panel. This is consistent with the analysis of the previous SLID papers which used the sample from the first panel. Moreover, in this and the previous analysis, respondents were traced back to when they were 16 years of age, the time around which a postsecondary education participation decision was likely to be made. Information on a variety of family variables collected when they were 16 was then used for the analysis. The age group 18 to 21 was chosen because the sample size for single-year age groups is too small for reliable analysis, and information at age 16 is not available for older respondents.

Participation in postsecondary education here implies participation at the highest level of postsecondary education. For example, if an individual had gone to both university and college, the individual is included in the calculation of university participation rate, but not in the calculation of college participation rate. Similarly, if youth attended a trade/vocational school and college, they are only included in the calculation of college participation rate. Thus each individual is counted only once in the calculation of institution-specific rates.

In this sense, we use the standard definition of college participation used in participation research; the definition refers to a joint event (participation in college AND not in university, or college participation as a percentage of the total population). An alternative definition - a conditional one (participation in college GIVEN no participation in university, or college participation as a percentage of those who have not gone to university) – might provide a different perspective on policy discussions around access to postsecondary education.

Participation in trade/vocational schools is counted as postsecondary education participation, but unlike university and college participation, the results for trade/vocational schools are not presented separately anywhere in the paper due to the small sample size.

Socio-economic variables used in the current paper are: after-tax family income quartile; parental education (parents with postsecondary education); gender; family composition (one or two parent household); urban/rural status; and region of residence. Except for parental education and gender, all other variables were collected at the time the respondent was 16 years old, i.e., around the time when a postsecondary education participation decision was likely to be made. See the appendix for a more detailed discussion on the variables.

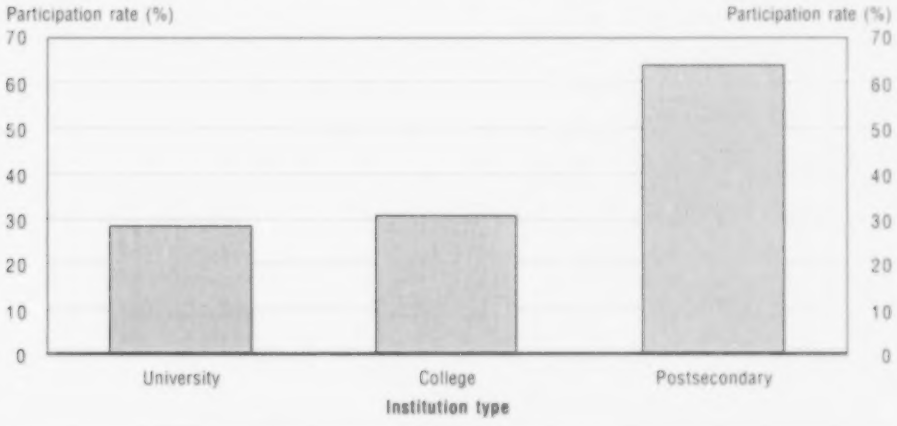
Postsecondary participation in the late 1990s

From 1998 to 2001 there was no change in the postsecondary participation among youth, from any particular socio-economic group

The university and college participation rate of 18 to 21 year old youth from various socio-economic groups remained unchanged from 1998 to 2001, in spite of the fact that tuition increased significantly over this period.[1] Almost two-thirds of youth went on to some kind of postsecondary education during this period. Nearly one-third had gone to college, and slightly fewer had gone to university (Figure 1).[2]

Figure 1

Proportion of 18 to 21 year old youth who had gone to postsecondary, university and college (two SLID panels combined). Postsecondary includes trade/vocational schools as well as university and college.



From 1998 to 2001, there was no statistically significant change in participation at either college or university for students from different socio-economic backgrounds. In particular, the rate at which youth from low income families went on to either university or college did not change, nor did the rate for youth from higher income families.

In order to measure whether there was change from 1998 to 2001, the study used an analytical model (see text box) to compare participation levels of the two panels (1998 and 2001) for each of a number of socio-economic variables and to test for significant change. Furthermore, three separate models were run – one each for overall postsecondary education, and then for university and college participation separately– to test whether there were changes in the rates at which youth with different family backgrounds participated in different levels of postsecondary education (university or college).

Catalogue no. 81-595-MIE2005036

Difference between the two panels

A test for the statistical significance of any difference between the two panels was carried out with a logit model. The model was run separately for postsecondary education, university and college. Specifically, the general model estimated was:

$$\log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = x_i \beta + \varepsilon_i$$

Where p_i is the probability of participation, x_i is a vector of regressors and ε_i is the random disturbance. It is worth repeating that only the highest level of participation is retained in these models: that is, if respondents participated in both college and university, they are assumed to be participants at the university level only.

The regressors used in the model included a variety of socio-economic variables, a dummy variable to represent the SLID panel to which the participant belonged (-1 for 1998, 1 for 2001), as well as interactions between the socio-economic variables and the time variable.

The results of this analysis are presented in the form of odds ratios. In this analysis the odds ratios refer to differences in participation rates for the 1998 and 2001 panel. An odds ratio of 1.0 or greater indicates that the specified group (example low-income) had greater odds of participating in 2001 than in 1998. However, these greater or lesser "odds" are not always statistically significant. Where the odds ratio is statistically reliable (or significant), it is marked with one or two asterixes (* or **) depending on the level of significance (see note to Table 1).

The results of the analytical model are presented in Table 1 as odds ratios (see text box). An odds ratio greater than 1.0 indicates a higher likelihood of participation for the second panel (2001) than the first (1998). For example, the odds ratio of 1.18 for postsecondary education participation for women – had it been statistically significant – would mean that 18 to 21 year old women in 2001 were more likely to participate in postsecondary education than their counterparts in 1998. However, the result is not statistically significant, as shown by the lack of asterixes (* or **) normally used to denote reliable estimates.

Differences were tested for several subpopulations defined by a variety of background variables: family income quartiles, parents' education levels, gender, rural/urban origins, region, and family composition. For none of the specified groups was the difference in participation statistically significant. That is, the odds ratios were not statistically significant, which leads us to conclude that there was no evidence of a change between the postsecondary education participation rates for any of the specified groups at any institutional level.

The row "Intercept only" in the table represents odds ratios between the two panels for postsecondary education, university and college participation for all 18 to 21 year olds irrespective of any particular socio-economic or demographic status. Not surprisingly, these odd ratios are not statistically significant.

Table 1

Odds ratios (2001 compared to 1998) for postsecondary education, university and college participation of different socio-economic groups

		Odds ratio (Standard error)		
Variable	Contrast	Postsecondary	University	College
After-tax income	Highest	0.89 (0.19)	0.86 (0.22)	0.99 (0.23)
	Upper-middle	1.25 (0.19)	0.89 (0.22)	1.22 (0.23)
	Lower-middle	0.89 (0.17)	0.92 (0.21)	0.90 (0.21)
	Lowest	1.12 (0.17)	1.52 (0.22)	1.02 (0.21)
Parental education	Both > High School	1.55 (0.19)	1.53 (0.21)	0.98 (0.22)
	Father > High School	0.62 (0.23)	0.85 (0.26)	0.89 (0.27)
	Mother > High School	1.20 (0.24)	0.96 (0.27)	1.34 (0.28)
	Both < High School	1.36 (0.15)	1.34 (0.2)	1.24 (0.18)
Sex	Female	1.18 (0.14)	1.28 (0.17)	0.94 (0.17)
	Male	0.89 (0.14)	0.81 (0.18)	1.12 (0.18)
Rural	Urban	1.01 (0.12)	0.90 (0.15)	1.18 (0.15)
	Rural	1.04 (0.18)	1.15 (0.22)	0.89 (0.21)
Region	Atlantic	1.04 (0.25)	1.04 (0.27)	0.82 (0.34)
	Quebec	1.27 (0.18)	1.25 (0.23)	0.81 (0.18)
	Ontario	0.79 (0.16)	0.86 (0.19)	0.9 (0.21)
	Prairies	0.91 (0.19)	0.93 (0.23)	1.56 (0.27)
	British Columbia	1.20 (0.23)	1.04 (0.27)	1.21 (0.26)
Family composition	Lives with two parents	1.01 (0.11)	0.89 (0.13)	1.06 (0.14)
	Lives with one parent	1.05 (0.21)	0.65 (0.29)	1.32 (0.26)
Intercept only		0.97 (0.13)	0.98 (0.16)	0.98 (0.16)
Model statistics				
N = 3,722				
Model chi square		494 (df = 31)[1]	426 (df = 31)[1]	326 (df = 31)[1]
Log likelihood		-2,300	-1,324	-1,858

1. The global logistic regression model is significant at $p<0.0001$.
* Significant with a Bonferroni confidence level of 80%. (no significant results in this table)
** Significant with a Bonferroni confidence level of 90%. (no significant results in this table)
Note: There are non-response/other categories for Parental education and Family composition but they are not presented here.

The relative stability in the participation rates in recent years have been observed by other researchers as well. For example, Corak *et. al.* (2003) concluded that the university participation rates since 1994 "have been flat" and that the college participation rates grew during the 1990s "at a much reduced rate". In fact, Corak *et. al.* do not discuss the statistical significance of this reduced growth rate, but from the magnitude of growth reported in the paper, it appears unlikely that the changes in the latter half of the nineties would be statistically significant. Drolet (2005) used the same data source as ours – but different methodology – to come to similar conclusions.

The results of this model can be interpreted to mean that a second sample in 1998 might have produced the same participation rates obtained from the 2001 panel. This result suggests that the two separate panels can be combined or "pooled" to produce a single sample in order to analyse the factors that influence postsecondary participation. The increased sample size from the combined sample leads to more accurate estimates of the rates on one hand, and provides statistical significance to some of the analysis here. The participation rates reported in this paper can be viewed as that of the 18 to 21 year olds in the latter half of the nineties. (See Appendix for information on the pooled sample).

Postsecondary education participation by socio-economic background

Postsecondary participation were found to be different for many student characteristics and socio-economic factors

Research repeatedly demonstrates that the likelihood of going on to college or university is strongly related to family background measured in a variety of ways. As a starting point, this analysis looks at the participation rates for youth with various backgrounds. Specifically, this section presents participation rates by after-tax family income quartile, parental education, gender, family composition, urban/rural status, and region of residence.

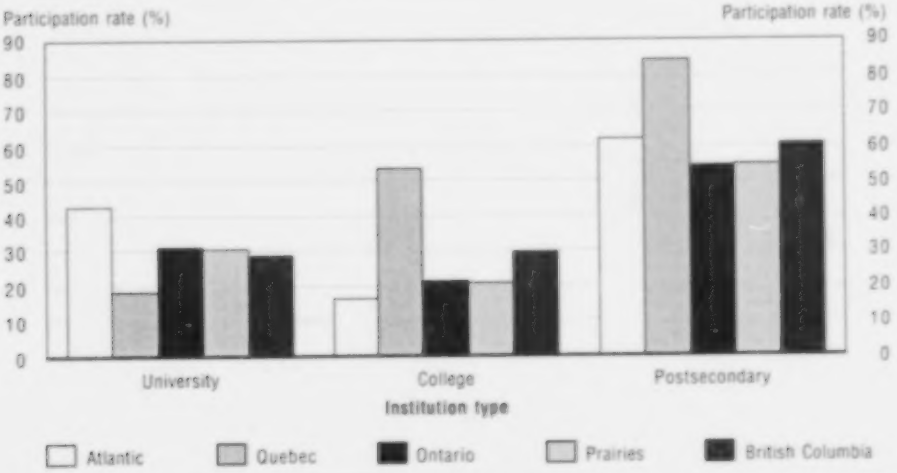
Participation in postsecondary education differed for youth from different parts of the country

Postsecondary education participation rates, as well as university and college participation rates, varied a great deal between the regions (Figure 2). However, a large part of the difference – especially between Quebec and other regions – can be explained by differences in the education systems. For example, while most youth in Quebec had completed secondary school by age 18, this was not the case in most other provinces where many 18 year olds are still completing high school and have not yet had the opportunity to attend college or university. The structure of postsecondary education in Quebec is also a key factor in the high college participation rate for this age group. The sample of 18 to 21 year olds would include many youth who will ultimately attend university, but who were still enrolled at CEGEP.

Quebec is not the only province with distinctive patterns of postsecondary participation. Among the other regions, the Atlantic provinces led participation in postsecondary education, particularly at university, while British Columbia, which has a university college program where students begin their university studies in a college institution, led participation at college.

Figure 2

Postsecondary, university and college participation rates of 18 to 21 year olds by region



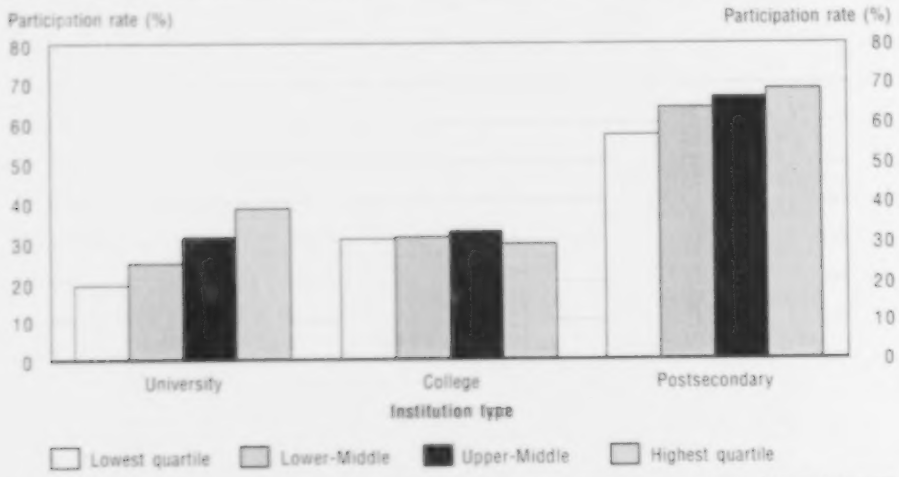
Youth from lower income quartiles went to university at a lower rate

Overall, 64% of the 18 to 21 year old youth in this analysis had participated in some level of postsecondary education. However, the rate was lower for youth from lower income families. Using information on after-tax family income at the time respondents were 16 years old, participation rates were calculated for youth from different income quartiles. For postsecondary participation overall, the greatest difference in participation between two neighbouring quartiles was between youth in the two bottom quartiles. Only 57% of youth in the bottom quartile had gone on to postsecondary compared to 64% or more of youth in the other three groups (Figure 3).

These results are generally in agreement with those reported by Barr-Telford *et. al.* (2003). They used the Post Secondary Education Participation Survey (PEPS), conducted in 2002, to report that the postsecondary education participation rate for 18 to 24 year olds (17 to 24 year olds in Quebec) was 62%. They also reported that two-thirds of 18 to 24 year olds with estimated family income (before tax) between $55,000 and $80,000 had taken some postsecondary education, which dropped to just over half when the family earnings were less than $55,000.

Figure 3

Postsecondary, university and college participation rates of 18 to 21 year olds by family income quartile



This difference in postsecondary participation overall is driven by a difference in participation rates for university (Figure 3). On average, 29% of youth had gone on to university, but this ranged between 19% for youth from the lowest income quartile to 38% for youth from the top quartile. Moreover, the increase in university participation rates by quartile was steady. University participation rates increased at the same rate with increasing income quartiles. Unlike the overall postsecondary participation rates, middle income youth went to university at a lower rate than those from the highest quartile.

At college, participation rates were nearly the same for youth from different income quartiles (between 29% and 32%). The average was 31%.

It is also noteworthy that, except for youth in the highest income quartile, more young people went to college than university. This is influenced considerably by CEGEP participation in Quebec where university-destined youth are still studying at the college level. In fact, Quebec accounted for half (49%) of the youth in this study who had only gone on to college.

Family income appeared to have a sufficient impact so that for the highest quartile, the university participation rate (38%) was nine percentage points higher than the corresponding college participation rate (29%). By contrast, youth in the lowest income quartile were more likely to go to college (30%) than university (19%).

The income groupings used by Corak *et. al.* (2003) are different than those used in this analysis. Despite this methodological difference and the use of a different data source, the results agree for the most part. In their paper, the university participation rate for the 18 to 24 year olds from the highest income group was "in the neighborhood of 40%", whereas, the rate for the 18 to 24 year olds from the lowest income group was around 19% in 1997. However, the overall university

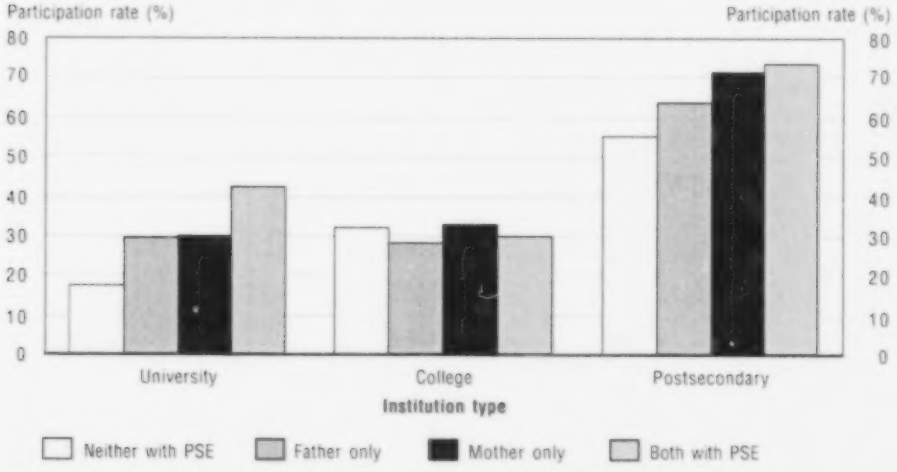
participation rate reported by Corak *et. al.* was 23% for 2001, as compared to 29% reported here. Similar to our findings for college participation rates, Corak *et. al.* found that the rates were "much more similar across family income groupings".

Youth whose parents have postsecondary education went to postsecondary at a higher rate

Youth whose parents had gone to postsecondary went more often themselves. In fact, when neither parent had a postsecondary education, the participation rate of the 18 to 21 year olds was 55%, or 19 percentage points lower than the rate when both parents had postsecondary education (74%). When only one parent had postsecondary education, the rate was found to be higher if the parent was the mother (71%) than when it was the father (64%).

Figure 4

Postsecondary, university and college participation rates of 18 to 21 year olds by parental education



Parental education and postsecondary participation

The relationship between parental education and postsecondary participation has been noted in previous research. Using the 2002 Postsecondary Education Participation Survey, Barr-Telford *et. al.* (2003) reported that youth who had at least one parent with some postsecondary education were more likely to have continued on with further education than were 18 to 24 year-olds with parents who had not taken any postsecondary studies (70% compared with 37%). Bowlby and McMullen (2002) reported from the Youth in Transition Survey (YITS)[1] that postsecondary participants were more likely to come from families where one or both parents had a university degree. Finally, Knighton and Mirza (2002) found from the 1998 panel of the SLID that approximately 88% of high school graduates with university-educated parents pursued postsecondary education, compared with 68% who had college-educated parents and 52% whose parents had a high school diploma or less.

Just as was the case for family income, the effect of parental education was more pronounced for youth going to university (Figure 4). When neither parent had postsecondary education, the university participation rate was only 18%, less than half of the rate for children with both parents having postsecondary education (43%). When only one parent had postsecondary education – be it the father or the mother – the rates were close to the average. College participation rates varied little with parental education[4].

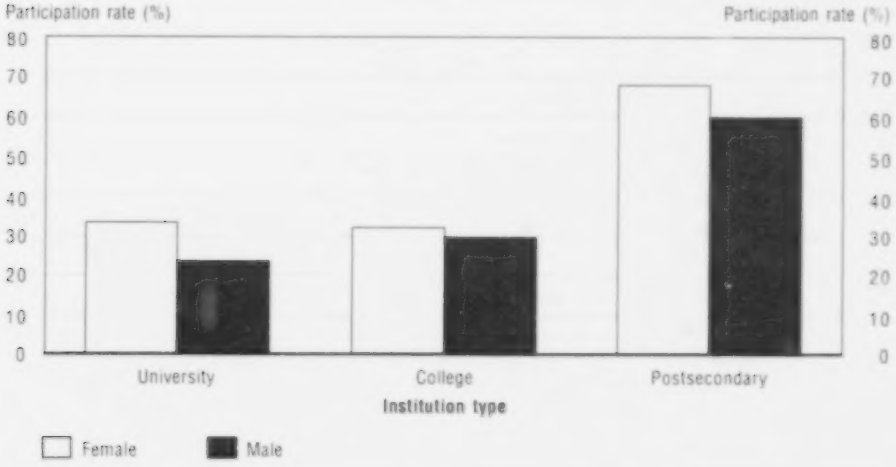
Parental education also seemed to impact whether youth went to college or university. When both parents had postsecondary education, more 18 to 21 year olds went to university than to college (43% to 30%). For those with neither parent having postsecondary education, the situation was reversed (18% to 32%). This is consistent with Knigton and Mirza's (2002) finding from the 1998 SLID that those whose parents had a high school diploma or less were more likely to go to college than university (29% to 17%).

Women went to postsecondary education, particularly university, at a higher rate

Women went to postsecondary education more than men (68% to 60%). The participation rates for women were higher at both universities as well as college; however, the difference was more pronounced for university. (Figure 5).

Figure 5

Postsecondary, university and college participation rates of 18 to 21 year olds by gender

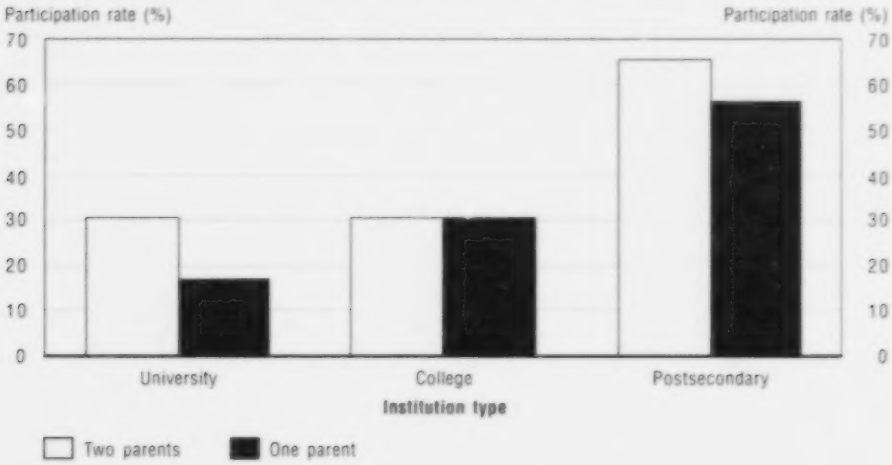


Youth from single parent families less likely to go to university

Analysis of participation rates by family composition (two-parent versus one-parent households) showed a trend similar to those of income groups and parental education. Youth from single parent families were less likely to go to university than those who had lived with both parents at age 16 (17% vs 31%). There was no difference, however, in the rate at which they went to college (Figure 6).

Figure 6

University and college participation rates of 18 to 21 year olds by family composition



Youth from urban areas went to university marginally more than rural youth

Youth from rural areas went to university at a lower rate than urban youth, but the difference was small (30% for Urban and 24% for Rural). At the college level, the rates were similar (31% and 29%).

This concurs with previous research which examined the university participation of rural youth. Frenette (2002) used the 1998 panel of the SLID to report rates similar to ours – that rural dwelling students were less likely to attend university, but only slightly so. However, he focused his research on the distance from a university, and concluded that students living beyond 80 km from a university were only 58% as likely to attend university as students living within 40 km from a university. The distance mattered while the urban/rural classification did not because of the fact that many urban areas did not have universities while some rural areas had.

Determinants of postsecondary participation

Many of the factors that are related to participation in postsecondary education are also interdependent. That is, these factors are related to each other to differing degrees. Most notably, there is a strong relationship between income and educational achievement. It is not obvious, therefore, to what extent the relationship between parental education and participation is a matter of higher income and greater access to financial resources, or some other mechanism such as home environment, family and community norms, etc. It is therefore important to disentangle these inter-relationships in order to identify what really matters to postsecondary participation.

The next section of the paper presents a more in-depth analysis of the relationship of socio-economic background factors and postsecondary participation which takes into account these inter-relationships. This analysis isolates the effect of particular factors while controlling for differences in other factors, and therefore, helps to identify the factors that influence whether youth go on to college or university.

Region of residence, family income, parental education AND family structure all have an impact on postsecondary participation

When all of the background factors previously examined were looked at together, taking into account their inter-relationships, it turns out that most of them show a significant relationship to postsecondary participation. In fact, the only factor in this analysis which did not have any significant relationship to postsecondary participation after controlling for other factors was the rural or urban origins of youth.

Results from this analysis are presented in Table 2. The odds ratios in this table compare the likelihood of attending postsecondary, college, or university for pairs of values for each factor examined. A ratio greater than 1.00 indicates a higher likelihood of participation for the value cited on the left in the pair. For example, 1.80 for the (highest vs. lowest) pair of after-tax income variable for postsecondary education indicates that the odds for an individual from the highest quartile to pursue postsecondary education were 80% higher than the odds for an individual from the lowest quartile. Also, for a fixed reference value (value cited on the right in the pair), the farther the ratio is from one, the stronger the impact. For example, individuals from both the upper-middle and the lower-middle quartile were more likely to participate in postsecondary education than individuals from the lowest quartile; but individuals from the upper-middle were more likely to do so (1.68) than individuals from the lower-middle quartile (1.43).

Table 2

Odds ratios for participation by socio-economic factors

Variable	Contrast	Odds ratio (Standard error)		
		Postsecondary	University	College
After-tax income	Highest vs. Upper-middle	1.06 (0.11)	1.09 (0.12)	1.04 (0.12)
	Highest vs. Lower-middle	1.25 (0.13)	1.37* (0.17)	1.19 (0.14)
	Highest vs. Lowest	1.80** (0.21)	1.66** (0.23)	1.56** (0.22)
	Upper-middle vs. Lower-middle	1.18 (0.12)	1.27 (0.14)	1.14 (0.13)
	Upper-middle vs. Lowest	1.68** (0.19)	1.53** (0.21)	1.50** (0.2)
	Lower-middle vs. Lowest	1.43** (0.15)	1.20 (0.16)	1.31 (0.16)
Parental education	(Both > HS) vs. (Father > HS)	1.67** (0.16)	1.72** (0.24)	0.96 (0.13)
	(Both > HS) vs. (Mother > HS)	1.12 (0.15)	1.79** (0.26)	0.89 (0.14)
	(Both > HS) vs. (Both <= HS)	2.32** (0.23)	3.64** (0.4)	0.93 (0.1)
	(Father > HS) vs. (Mother > HS)	0.67* (0.1)	1.05 (0.17)	0.92 (0.15)
	(Father > HS) vs. (Both <= HS)	1.38* (0.16)	2.11** (0.28)	0.96 (0.13)
	(Mother > HS) vs. (Both <= HS)	2.07** (0.25)	2.02** (0.28)	1.04 (0.15)
Sex	Female vs. Male	1.48** (0.11)	1.73** (0.15)	1.24 (0.1)
Rural	Urban vs. Rural	1.03 (0.09)	1.14 (0.12)	1.05 (0.1)
Region	Atlantic vs. Quebec	0.39** (0.05)	4.17** (0.69)	0.22** (0.04)
	Atlantic vs. Ontario	1.61** (0.21)	2.17** (0.33)	0.94 (0.17)
	Atlantic vs. Prairies	1.52* (0.21)	2.08** (0.3)	1.05 (0.21)
	Atlantic vs. British Columbia	1.27 (0.19)	2.63** (0.48)	0.53** (0.11)
	Quebec vs. Ontario	4.19** (0.42)	0.51** (0.06)	4.24** (0.44)
	Quebec vs. Prairies	3.90** (0.44)	0.49** (0.07)	4.75** (0.65)
	Quebec vs. British Columbia	3.25** (0.42)	0.61** (0.09)	2.37** (0.32)
	Ontario vs. Prairies	0.93 (0.1)	0.97 (0.12)	1.12 (0.16)
	Ontario vs. British Columbia	0.78 (0.09)	1.20 (0.16)	0.56** (0.08)
	Prairies vs. British Columbia	0.84 (0.11)	1.24 (0.19)	0.50** (0.08)
Family composition	Lives with two parents vs. Lives with one parent	1.54** (0.19)	1.96** (0.31)	0.89 (0.12)
Model statistics				
N = 3,722				
Model chi square		494 (df = 31)[1]	426 (df = 31)[1]	326 (df = 31)[1]
Log likelihood		-2,300	-1,324	-1,858

1. The global logistic regression model is significant at $p<0.0001$.

* Significant with a Bonferroni confidence level of 80%.

** Significant with a Bonferroni confidence level of 90%.

HS = High School

Note: There are non-response/other categories for Parental education and Family composition but they are not presented here.

Note on analytical method

Like the model in Section 2.0, the model used for this section of the analysis was also run separately for postsecondary education, university participation and college participation. Unlike the earlier model, where the value for the dummy variables representing the two SLID panels was either -1 for the 1998 panel or 1 for the 2001 panel, here we use 0 (the average of -1 and 1) in order to produce estimates from the combined pool. The regressors here include: parental income, parental education, urban/rural status, gender, region of residence, and family composition.

The methodology used here is based on Knighton and Mirza (2002)[5]. While their focus was the relative strength of the influences of parental income and parental education, this analysis examines the influences of a number of socio-economic variables, but not relative to one another. By adding more variables to the model and controlling for them, this paper examines the influence of each of these variables on participation rates as well as isolates the impacts of the variables to a greater degree.

Furthermore, it deals with parental education somewhat differently than Knighton and Mirza. In their model, they used the *level* of parental education (the higher of the two parents); in this model parental education is categorized as: both parents having postsecondary education, only father with postsecondary education, only mother with postsecondary education and neither with postsecondary education.

Odds ratios from logit models are often presented in a somewhat different manner. For a variable, the odds ratios for different values to a particular reference value are presented. For example, for the family income variable, Knighton and Mirza (2002) used the lowest quartile as the reference and presented ratios of other quartiles to the lowest quartile. This prevents the reader from knowing the statistical significance of ratio between two non-reference values. From Knighton and Mirza, a reader can not tell if the odds ratio between the two highest quartiles is significant or not. Therefore, we present all combinations for the reader to be able to compare each value with all other values of a variable.

The differences in postsecondary education systems determined to a large extent the participation patterns in different regions

Given the notable differences in the postsecondary systems of different provinces, it is not surprising that participation pattern varied a great deal between the regions. Not only do youth in this study complete high school at different ages (especially in Ontario and Quebec), but they also go on to differently structured postsecondary systems. These differences are important in any understanding of where and when youth go on to university or college. Moreover, it is also a factor which needs to be taken into account when the influence of other factors is examined. Most notably, given that this study looks only at 18 to 21-year-olds, the population who are attending college at this early age are not representative of the college population overall. The sample includes many of the students who will go on to university, but does not include those who delay entry after high school and enter college at a later age.[6]

Postsecondary participation by province

The SLID sample does not allow for detailed analysis at the provincial level. However, data from the Youth in Transition Survey (YITS) shows that there is a wide variation in postsecondary activity of youth (18 to 20 years old) by province. In December 1999, 27% of 18-year-olds were still in high school, ranging from 14% in Quebec to 38% in Ontario.

For those youth aged 18 to 20, 62% of youth who were no longer in high school had gone on to postsecondary education. Not surprisingly, there was a wide range by province, from only 50% in Alberta to 78% in Quebec. By age 20 to 22, when more of them have completed high school, 72% of youth who were no longer in high school had gone on to postsecondary. The range at this age was not as great, from 60% in Alberta to 78% in Quebec. (Bowlby and McMullen, 2002; Zeman and Knighton, 2004)

Youth from the lowest income quartile were significantly less likely to pursue postsecondary education than their counterparts from the other three quartiles

Individuals from the lowest quartile were significantly less likely to participate in postsecondary education than individuals from families with higher levels of income; but the differences among the top three quartiles were not significant. This highlighted the degree of disadvantage the lowest quartile faces in relation to the other groups.

The same pattern held for university and college participation except that institution-specific participation rates of the lowest quartile were not significantly less than the same for the lower-middle quartile. This is partly explained by the fact that proportionately more individuals from the lower-middle quartile went to trade/vocational schools that were included in overall postsecondary education participation.

Family income mattered more for participation at university than at college. Not only were youth in the lowest quartile significantly less likely to go on, but also, youth from the lower-middle quartile were less likely to go to university than their counterparts from the highest quartile (albeit at a lower level of significance).

These results generally reflect what was seen in the descriptive findings (Figure 3). However, the results of the model also reveal a relationship between income and participation at college. A simple examination of college participation (Figure 3) showed no difference in the percentage of youth from any quartile who went on to college. The results of the analytical model which controls for other factors (Table 2) suggest that college participation of individuals from the top two quartiles was significantly higher than that of individuals from the lowest quartile (odds ratios of 1.56 and 1.50, both significant).

This is a rather complex finding. Given the strong positive relationship between income and university participation, one might expect there to be a negative relationship between income and college participation. That is, if high income students are significantly more likely to go to university than low income students, then they may be less likely to go on to college. The more students who go on to university, the fewer are available to go to college.

However, this is not always the case. Further analysis of this finding shows that the positive relationship between income and college participation (higher income youth are more likely to go than low income youth) is driven by provincial differences and in fact masks some important provincial differences.

College activity in this study is, as noted earlier, dominated by Quebec. One half of the youth who went to college only were from Quebec, and British Columbia is the only other province whose youth are NOT underrepresented in the college population. This is important as both of these provinces have education systems where many youth who will go to university start their studies at college either at CEGEP or through a university transfer program.

Table 3

Distribution of youth and youth with college by region (18 to 21 years old)

	Percentage of youth with college	Percentage of all youth
Atlantic provinces	5	9
Quebec	49	28
Ontario	23	35
Prairies	11	17
British Columbia	12	12
Total	100	100

When regions are examined individually, there is a division between provinces where income appears to have a positive relationship to college participation, and others where the relationship is negative. While the SLID sample does not allow for reliable analysis at the provincial (or even regional level), there do appear to be three regions where the relationship differs. In Ontario, there is no clear relationship between income and college participation. In the Quebec and British Columbia, youth in higher income families are more likely to go to college than lower income youth. In the Atlantic Provinces and the prairies, however, the relationship between income and college participation is reversed and higher income youth are **less** likely to go to college. This difference is likely due to the fact in Quebec and British Columbia, there are many higher-income students in the college system who will eventually go on to university.

At the national level, these provincial differences cancel each other out and result in there being no relationship between income and college participation. However, when all variables are taken together (in the regression model), the results for Quebec and British Columbia are strong enough to produce an overall positive finding.

Parents' education levels are an important factor in university participation

Parental education is another factor that is related to university participation, but it had no effect on college participation when all factors were accounted for together.

University participation rates for individuals with neither, one, and two parents having postsecondary education were *all* significantly different from each other. Youth whose parents both have postsecondary education were more likely to go to university than those with only one parent having postsecondary education; these youth, in turn, were more likely to go to university than those with neither parent

having postsecondary education. When only one parent had postsecondary education, it did not matter whether it was the father or the mother.

Youth from two-parent families were more likely to go on to university than youth in single-parent families.

As Table 2 demonstrates, youth from two-parent families were more likely to have gone on to university than their counterparts from single-parent families. It is important to note that the difference was significant even after the impacts of other variables including family income had been removed. The difference in university participation led to a difference in postsecondary education participation as well, even though the college participation rates were not significantly different.

The finding here is distinctly different from Drolet (2005) who found that family structure had no significant impact when a control for family income was introduced in her model. Even though the data source is the same, the modeling approach and variable definitions in the Drolet paper are significantly different from those used here. She runs a linear probability model whereas this analysis uses a logit model.

Different variable definitions may have an important impact on the way family structure affects the model. For example, Drolet includes 18 to 24 year olds living with at least one parent in her analysis. This anaylsis includes all 18 to 21 year olds (not 18 to 24), irrespective of whether they were living with their parents or not. She considers the current state of the family structure, while this analysis uses the structure when the individual was 16. In addition, the measure of parental education is notably different in the two analyses. In the Drolet paper, parent education is categorized in terms of the highest level for either parent – (either with university, either with college (no university), or both with high school or less). The variable in this report, distinguishes between both parents with postsecondary, mother only with postsecondary, father only with postsecondary, or neither. With all these differences in approach, further in-depth investigation is necessary to unearth the cause of the difference in results.

When other factors are taken onto account, there was no difference in college or university participation of youth from rural and urban areas

Although youth from urban areas were slightly more likely to go on to university than their rural counterparts, this relationship completely disappeared after other factors were taken into account. There was no evidence of any significant difference between participation by urban and rural individuals at any level of postsecondary education.

Determinants of the choice of postsecondary institution

So far, this study has looked at factors influencing participation at a specific level of postsecondary. That is, postsecondary participation compares youth who go to postsecondary with youth who do not. Similarly, university participation rates compared those who went to university to those who did not, but who may have gone to college.

This section of the study, however, looks only at the population of youth who went on to university or college and compares those who went to college and those who went to university. It examines the likelihood of choosing university over college for a variety of socio-economic factors. This model is also based on Knighton and Mirza (2002); the differences between their model and this one are the same as discussed for the model in Table 2. The results are presented in Table 4. Odds ratios greater than 1.0 indicate a higher likelihood of choosing university over college for the value cited on the left in the pair. Odds ratio's below 1.0 indicate a lower likelihood.

Table 4

Odds ratios for university over college

Variable	Contrast	Odds ratio (Standard error) University vs. college
After-tax income	Highest vs. Upper-middle	1.00 (0.15)
	Highest vs. Lower-middle	1.16 (0.19)
	Highest vs. Lowest	1.02 (0.19)
	Upper-middle vs. Lower-middle	1.16 (0.18)
	Upper-middle vs. Lowest	1.02 (0.18)
	Lower-middle vs. Lowest	0.88 (0.16)
Parental education	(Both > High School) vs. (Father > High School)	1.41 (0.25)
	(Both > High School) vs. (Mother > High School)	1.92** (0.36)
	(Both > High School) vs. (Both <= High School)	3.37** (0.5)
	(Father > High School) vs. (Mother > High School)	1.37 (0.29)
	(Father > High School) vs. (Both <= High School)	2.39** (0.42)
	(Mother > High School) vs. (Both <= High School)	1.74** (0.32)
Sex	Female vs. Male	1.44** (0.16)
Rural	Urban vs. Rural	1.05 (0.14)
Region	Atlantic vs. Quebec	9.62** (2.23)
	Atlantic vs. Ontario	1.82** (0.39)
	Atlantic vs. Prairies	1.59 (0.37)
	Atlantic vs. British Columbia	3.33** (0.79)
	Quebec vs. Ontario	0.19** (0.03)
	Quebec vs. Prairies	0.17** (0.03)
	Quebec vs. British Columbia	0.35** (0.06)
	Ontario vs. Prairies	0.88 (0.15)
	Ontario vs. British Columbia	1.87** (0.33)
	Prairies vs. British Columbia	2.12** (0.44)
Family composition	Lives with two parents vs. Lives with one parent	2.44** (0.49)
Model statistics		
N = 1,718		
Model chi square		287 (df = 31)[1]
Log likelihood		-1,005

1. The global logistic regression model is significant at p<0.0001.
* Significant with a Bonferroni confidence level of 80%.
** Significant with a Bonferroni confidence level of 90%.
Note: There are non-response/other categories for Parental education and Family composition but they are not presented here.

The likelihood of choosing university over college differed widely by region, a reflection of the differences in the education systems

After controlling for a variety of socio-economic factors, youth in the Atlantic Provinces were significantly more likely to go to university instead of college than youth in Quebec. Again, this is very much a reflection of variation in postsecondary systems across the country. Many Quebec youth in CEGEP have yet to go on to university. In contrast, the Atlantic Provinces have a well-developed university system. Nova Scotia, in fact, has more universities than any other province, save Ontario. Similarly, other differences by region are also primarily due to the differences in postsecondary systems.

Family income did not influence the choice of institution

After controlling for the effects of other factors, particularly region and parents education, there was no relationship between family income and the choice of university over college. This is partly driven by the fact that the income effect identified in Table 2 applies to both college and university participation. Overall, family income is more of a factor in the decision to go to postsecondary education of some kind; but less of a factor in the choice of the type of institution.

When the population of youth who have not gone at all are removed from the analysis, and only those who go on to college or university are examined, background factors have different effects. The participation of lower-income youth can be examined as an example to clarify the distinction between the previous results (Table 2) and this section of the analysis (Table 4). As Table 2 demonstrated, youth from the lower-middle quartile were more likely to go on to university than youth from the lowest quartile. But as Table 4 demonstrates, individuals from the lower-middle quartile did not choose university *over* college any more than individuals from the lowest quartile did. This was possible because the lower-middle quartile was more likely to go on to any postsecondary, not just university.

Parental education and family structure are both important variables in the choice of institution

While family income did not have any impact on the choice of institution type, parental education, gender and family composition did. When neither parent had postsecondary education, an individual was least likely to choose university over college. Having a mother with postsecondary education made the individual more likely to choose university. Also having a father with postsecondary education made the individual even more likely to choose university. The situation is a little different when the only parent with postsecondary education is the father. Having a father with postsecondary education made an individual more likely to choose university than an individual whose parents did not have postsecondary education. But also having a mother with postsecondary education (in addition to the father with postsecondary education) did not make the individual significantly more likely to choose university.

In addition to parental education, family structure was also related to institution choice. After controlling for other factors, youth from two-parent families were more likely to choose university over college than youth from single-parent families.

Conclusion

This study took advantage of stable postsecondary participation rates for various socio-economic groups between 1998 and 2001 to examine factors related to participation in college and university education using two panels of the Survey of Labour Income Dynamics (SLID).

Given differences in the structure of both secondary and postsecondary systems across the country, it is not surprising that the participation patterns varied widely by region. This regional variation in postsecondary pathways underlines the need to take regional differences in education systems into account when examining postsecondary participation.

A variety of socio-economic factors influence postsecondary participation even when controlling for all other variables. Family income, parental education and family structure are all measures which affect whether youth had gone on to postsecondary education. Family income was an important factor, particularly for youth in the bottom income quartile. While it appears that income is positively correlated to college participation, this was mainly driven by the postsecondary system in Quebec.

Parental education – whether neither, one or both parents had a postsecondary education – was an important determinant of postsecondary participation. It was also an important factor in whether youth chose university over college. Family structure – whether youth came from single or two-parent families, was also an important factor in whether youth went on to postsecondary at all, and whether they went to university or college.

References

Barr-Telford, L., Cartwright, F., Prasil, S. and Shimmons, K., 2003, *"Access, persistence and financing: First results from the Postsecondary Education Participation Survey (PEPS)."* Statistics Canada.

Bowlby, J. and McMullen, K., 2002, *"At a Crossroads: First Results for the 18 to 20-Year-Old Cohort of the Youth in Transition Survey."* HRDC and Statistics Canada

Corak, M., Lipps, G. and Zhao, J., 2003, *"Family Income and Participation in postsecondary education"*, Statistics Canada.

Canadian Education Statistics Council, 2003, *"Education Indicators in Canada. Report of the Pan-Canadian Education Indicators Program (PCEIP) 2003."* Canadian Education Statistics Council (Statistics Canada and CMEC).

deBroucker, P., 2005, *"Getting There and Staying There: Low-income Students and Post-secondary Education."* www.cprn.org/, Canadian Policy Research Network (CPRN).

Drolet, M., 2005, *"Participation in Post-secondary Education in Canada: has the Role of Parental Income and Education Changed over the 1990s?"*, Statistics Canada.

Frenette, M., 2002, *"Too Far to Go on? Distance to School and University Participation"*, Statistics Canada.

Junor, S. and Usher, A., 2002, *"Price of Knowledge: Access and Students Finance in Canada."* Canadian Millennium Scholarship Foundation.

Knighton, T. and Mirza, S., 2002, *"Postsecondary participation: the effects of parents' education and household income"*, *Education Quarterly Review*, Volume 8, no 3.

Lavallée, L., B. Pereboom and C. Grignon, 2001, *"Access to Postsecondary Education and Labour Market Transition of Postsecondary Students"*, Canada Student Loans Program, HRDC, mimeo.

Statistics Canada, 2001, *"Participation in postsecondary education and family income"* *The Daily*, Statistics Canada

Statistics Canada, 2002, *"Participation in postsecondary education and family income-erratum"* *The Daily*, Statistics Canada

Zeman, K. and Knighton, T., 2004, *"Education and labour market pathways of young Canadians between age 20 and 22: an overview"*, Statistics Canada (Cat no. 81-595-MIE20040018).

Endnotes

1. According to Statistics Canada's Survey of Tuition and Living Accommodation Costs for Full-time Students at Canadian Degree Granting Institutions (TLAC), undergraduate tuition fees increased 12% in constant dollars between 1997/98 and 2000/01.
2. Many of the youth in this sample may YET go on to college or university. This is particularly true of students in Ontario, where youth would still be completing high school at age 18. Moreover, students in Quebec and other provinces which have university transfer programs, will still be enrolled in college or CEGEP before going on to university.
3. The analysis was based on 18 to 20 year olds, who were no longer in high school as of December, 1999.
4. While the postsecondary education participation rate was somewhat higher when the mother had postsecondary education relative to when the father had postsecondary education, the institution-specific rates show little differences between the two groups (Figure 4). This is explained by the fact that institution specific rates are marginally higher when the mother had postsecondary education, and that this rate was especially higher for trade/vocational diplomas that are included in the calculation of postsecondary education participation rates.
5. More specifically, these results can be compared with Model 3 of Table 2 in their paper.
6. To get a sense of the age differences for those who go to college or university, one can look at their typical age at graduation. According to the National Graduate Survey (Class of 2000), the typical (median) graduation age at both college and university (bachelor) is 23. This suggests that the typical college graduates from a two year program only entered that program when they were 21 years old, whereas university graduates would have started at an earlier age.

Appendix

Data Source and Data Definition:

The data source, the Survey of Labour Income Dynamics (SLID), is conducted by Statistics Canada. SLID is a longitudinal household survey that is designed to capture changes in the economic well-being of individuals and families over time and the determinants of their well-being.

Beginning in 1993, SLID followed the same respondents for six years. A second "panel" was introduced in 1996, overlapping the first one for a three year period. In 1999, panel 3 was introduced and panel 1 "retired". This pattern will be repeated every three years. Each panel includes about 15,000 households, including about 30,000 adults of whom about 1,900 are in the 18 to 21 age group in the last year of the surveys (1998 and 2001).

The analysis focuses on youths age 18 to 21 in the 6th year of Panel 1 or Panel 2. The measurement of interest is the highest level of postsecondary education participation as at the 6th year of the participation in the panel in relation to the socio-economic status at age 16. The longitudinal nature of the survey allows the identification of a youth's socio-economic status at the age of 16. To illustrate, for a youth 18 years old in the 6th year of Panel 1, his/her socio-economic status at 16 is available since it was captured two years earlier. This methodology is based on the view that socio-economic factors should be measured prior to the commencement of postsecondary education (since the decision to participate is made at this time).

Sample Selection

Youths age 18 to 21 in 1998 and youths age 18 to 21 in 2001 were selected from the 1993-98 SLID panel and the 1996-2001 SLID panel respectively. There were 1,910 observations from the first panel, and 1,886 observations from the second panel. The sample was further restricted to include only those youths in which the family income at 16 was available. This restriction reduced the sample to 1,897 and 1,830 for the first and second panel respectively.

Pooling of the data for 1998 and 2001

For the descriptive analysis, data was pooled for the two years without any changes to the weights. The weight used was longitudinal weights for panel 1 and panel 2 (ilgwt26). The pooled sample is not representative of 18 to 21 year olds between 1998 and 2001. Instead, it is 18 to 21 year olds in 1998 from panel 1 and 18 to 21 year olds in 2001 from panel 2. Assuming no change in the characteristics and proportion of the population 18 to 21 year old between 1998 and 2001, the pooled sample can be treated as an approximation of the 18 to 21 year old population in each of the years between 1998 and 2001.

For the regression models, results were obtained from using both panels with an indicator (-1 for 1998 and 1 for 2000) representing the panel. Where estimates irrespective of the panel were desired, the value of the indicator used was 0 (the average), which in effect, combines the estimates resulting from both panels. The weights used for the regression models were the longitudinal weights for panel 1 and panel 2 (ilgwt26).

Participation rates

For the purposes of this study, postsecondary participation is defined as having *ever* attended a postsecondary institution (full or part-time). It is different from attainment in that these participants do not necessarily complete the program – whereas, those who *attain*, do. It is also different from enrolment in that enrolment would only include those who are *currently* participating.

For university participation, if the participant responded "Yes" to being a university student in ANY of the 6 years, they were recorded as being a university participant. For college participation, any participant who responded "Yes" to having attended community colleges, institutes of applied arts and technology, or CEGEP AND who did not attend university as defined above (since the interest is in the highest level of education) were counted as being a college participant. For trade participation, any participant who responded "Yes" to having attended trade/vocational schools (but not business/commercial schools) AND who did not attend university or college as defined above were counted as being trade/vocational participants. For overall postsecondary education participation, any participant who responded "Yes" to having attended university, community college, institute of applied arts and technology, CEGEP, or trade/vocational schools (but not business/commercial schools) were counted as being postsecondary education participants. In each case of non-response to a question, the respondent was excluded unless a direct imputation could be made (i.e., a non-respondent to the Trade participation question clearly did not have a highest level of postsecondary education participation of Trade if they responded "Yes" to attending college).

Socio-economic variables

The socio-economic variables considered in the study are comprised of: parental education, region of residence at the age of 16, rural/urban classification at the age of 16, gender, after-tax family income quartile at the age of 16, and family composition at the age of 16.

Parental education is the highest level of education completed by a person's mother and/or father. Here, postsecondary education includes: non-university certificate or diploma (e.g. community college, CEGEP, teachers' college, school of nursing, trade or vocational school, etc.); university degree (no level specified); bachelor's degree; and university degree above Bachelor's (e.g. MA, PhD, medical degree). No postsecondary education includes: elementary school (includes no schooling); some high school; and completed high school.

For Panel 1, the parental education variable from the student's record had a high non-response (664 records out of a final 1,825 records - 36% non-response). For Panel 2, the problem was less severe (148 records out of a final 1,897 records – 8% non-response). To deal with the problem, the same approach used in Knighton

and Mirza (2002) was used. That is, we derived it directly from the parents' records (which is available since SLID is a household survey). This reduced the non-response to 10% for panel 1 and 5% for panel 2.

Region of residence is based on the province in which the economic family of the respondent resided in on December 31 of the year in which the respondent turned 16. Here, the Atlantic Provinces include: Newfoundland, Prince Edward Island, Nova Scotia, and New Brunswick; the Prairies includes: Manitoba, Saskatchewan, Alberta. Ontario, Quebec, and British Columbia are treated as three separate regions

Urban/rural identifies whether the household was in an urban or rural area as of December 31 of the year in which the respondent turned 16. A definition of rural which identifies individuals living outside of CMAs and CAs (also referred to as Rural and Small town or RST) is used. A CMA has an urban core of 100,000 or over and includes all neighbouring municipalities where 50% or more of the labour force commutes to the urban core. A CA has an urban core of 10,000 to 99,999 and abides by the same commuting rule as a CMA. This definition was chosen as the best representation of the urban or rural nature of the community to which 16 year olds are exposed. Since this definition is based on actual commuting patterns, it reflects the degree to which 16 year olds are likely to have access to an urban centre as well as the educational institutions.

After-tax family income is defined as the total family income minus the income taxes when the respondent was 16 years of age. The respondents are grouped into quartiles based on their after-tax family income. The 18 to 21 year olds in 1998 turned 16 in four different years – 1993, 1994, 1995 and 1996. Similarly, for the second panel they turned 16 in 1996, 1997, 1998 and 1999. The quartile that a respondent is assigned to is based on the income distribution for the particular year that the respondent turned 16. Table 1 shows the quartile ranges for the relevant years.

Table 1

Upper bound of income quartiles (current dollars)

	Panel 1 ($)				Panel 2 ($)			
Quartile	1993	1994	1995	1996	1996	1997	1998	1999
Lowest	30,400	33,100	31,300	31,000	30,700	33,300	34,300	33,700
Lower-Middle	46,800	46,200	48,000	48,100	48,100	48,800	50,400	51,500
Upper-Middle	65,400	60,500	61,800	65,700	66,200	66,200	72,300	74,100

Family composition identifies the structure of the family in the year in which the respondent turned 16. The child either belongs to a "one-parent" family if he/she resides with only a parent that is divorce or not-married, or a "two-parent" family if he/she resides with the parents that are married or in a common-law relationship, or an "other" category family for all other situations (i.e., lives with one parent in the grandmother's place of residence, etc.).

Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics

Research Papers

Cumulative Index

Statistics Canada's **Division of Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics** develops surveys, provides statistics and conducts research and analysis relevant to current issues in its three areas of responsibility.

The **Culture Statistics Program** creates and disseminates timely and comprehensive information on the culture sector in Canada. The program manages a dozen regular census surveys and databanks to produce data that support policy decision and program management requirements. Issues include the economic impact of culture, the consumption of culture goods and services, government, personal and corporate spending on culture, the culture labour market, and international trade of culture goods and services. Analysis is also published in *Focus on Culture* (87-004-XIE, $8, http://www.statcan.ca:8096/bsolc/english/bsolc?catno=87-004-X).

The **Tourism Statistics Program** provides information on domestic and international tourism. The program covers the Canadian Travel Survey and the International Travel Survey. Together, these surveys shed light on the volume and characteristics of trips and travellers to, from and within Canada. Analysis is also published in *Travel-log* (87-003-XIE, $5, http://www.statcan.ca:8096/bsolc/english/bsolc?catno=87-003-X).

The **Centre for Education Statistics** develops and delivers a comprehensive program of pan-Canadian education statistics and analysis in order to support policy decisions and program management, and to ensure that accurate and relevant information concerning education is available to the Canadian public and to other educational stakeholders. The Centre conducts fifteen institutional and over ten household education surveys. Analysis is also published in *Education Matters* (81-004-XIE, free, http://www.statcan.ca:8096/bsolc/english/bsolc?catno=81-004-X), and in the *Analytical Studies Branch research paper series* (11F0019MIE, free, http://www.statcan.ca:8096/bsolc/english/bsolc?catno=11F0019M).

Following is a cumulative index of Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics research papers published to date

Research papers

81-595-MIE2002001	Understanding the rural-urban reading gap
81-595-MIE2003002	Canadian education and training services abroad: the role of contracts funded by international financial institution
81-595-MIE2003003	Finding their way: a profile of young Canadian graduates
81-595-MIE2003004	Learning, earning and leaving – The relationship between working while in high school and dropping out
81-595-MIE2003005	Linking provincial student assessments with national and international assessments
81-595-MIE2003006	Who goes to post-secondary education and when: Pathways chosen by 20 year-olds
81-595-MIE2003007	Access, persistence and financing: First results from the Postsecondary Education Participation Survey (PEPS)
81-595-MIE2003008	The labour market impacts of adult education and training in Canada
81-595-MIE2003009	Issues in the design of Canada's Adult Education and Training Survey
81-595-MIE2003010	Planning and preparation: First results from the Survey of Approaches to Educational Planning (SAEP) 2002
81-595-MIE2003011	A new understanding of postsecondary education in Canada: A discussion paper
81-595-MIE2004012	Variation in literacy skills among Canadian provinces: Findings from the OECD PISA
81-595-MIE2004013	Salaries and salary scales of full-time teaching staff at Canadian universities, 2001-2002: final report
81-595-MIE2004014	In and out of high school: First results from the second cycle of the Youth in Transition Survey, 2002
81-595-MIE2004015	Working and Training: First Results of the 2003 Adult Education and Training Survey
81-595-MIE2004016	Class of 2000: Profile of Postsecondary Graduates and Student Debt
81-595-MIE2004017	Connectivity and ICT integration in Canadian elementary and secondary schools: First results from the Information and Communications Technologies in Schools Survey, 2003-2004

Following is a cumulative index of Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics research papers published to date

Research papers

81-595-MIE2004018	Education and labour market pathways of young Canadians between age 20 and 22: an Overview
81-595-MIE2004019	Salaries and salary scales of full-time teaching staff at Canadian universities, 2003-2004
81-595-MIE2004020	Culture Goods Trade Estimates: Methodology and Technical Notes
81-595-MIE2004021	Canadian Framework for Culture Statistics
81-595-MIE2004022	Summary public school indicators for the provinces and territories, 1996-1997 to 2002-2003
81-595-MIE2004023	Economic Contribution of Culture in Canada
81-595-MIE2004024	Economic Contributions of the Culture Sector in Ontario
81-595-MIE2004025	Economic Contribution of the Culture Sector in Canada – A Provincial Perspective
81-595-MIE2004026	Who pursues postsecondary education, who leaves and why: Results from the Youth in Transition Survey
81-595-MIE2005027	Salaries and salary scales of full-time teaching staff at Canadian universities, 2002-2003: final report
81-595-MIE2005028	Canadian School Libraries and Teacher-Librarians: Results from the 2003/04 Information and Communications Technologies in Schools Survey
81-595-MIE2005029	Manitoba postsecondary graduates from the Class of 2000 : how did they fare?
81-595-MIE2005030	Salaries and salary scales of full-time teaching staff at Canadian universities, 2004-2005: preliminary report
81-595-MIE2005031	Salaries and salary scales of full-time teaching staff at Canadian universities, 2003-2004: final report
81-595-MIE2005032	Survey of Earned Doctorates: A Profile of Doctoral Degree Recipients
81-595-MIE2005033	The Education Services Industry in Canada
81-595-MIE2005034	Connectivity and ICT Integration in First Nations Schools: Results from the Information and Communications Technologies in Schools Survey, 2003/04
81-595-MIE2005035	Registered Apprentices: A Class Ten Years Later

Following is a cumulative index of Culture, Tourism and the Centre for Education Statistics research papers published to date

Research papers

81-595-MIE2005036 Participation in Postsecondary Education: Evidence from the Survey of Labour Income Dynamics

N° 81-595-MIF au catalogue — N° 036
ISSN: 1711-8328
ISBN: 0-662-70377-4

Documents de recherche

Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation

Participation aux études postsecondaires : Résultats de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu

par Atiq Rahman, Jerry Situ et Vicki Jimmo

Division de la Culture, tourisme et centre de la statistique de l'éducation
2001 Immeuble principal, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone : 1 800 307-3382 Télécopieur : 1 613 951-9040

Statistique Canada
Ressources humaines et Développement des compétences Canada

Statistics Canada
Human Resources and Skills Development Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Services aux clients, Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-7608; sans frais : 1 800 307-3382; télécopieur : (613) 951-9040; courrier électronique : educationstats@statcan.ca).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements pour accéder au produit

Le produit nº 81-595-MIF au catalogue est disponible gratuitement. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Nos produits et services.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136. Les normes de services sont aussi publiées sur www.statcan.ca sous À propos de Statistique Canada > Offrir des services aux Canadiens.

Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation
Documents de recherche

Participation aux études post-secondaires : Résultats de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu

Atiq Rahman, Jerry Situ et Vicki Jimmo
Programme canadien de prêts aux étudiants
Ressources humaines et développement des compétences Canada

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Octobre 2005

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Périodicité : irrégulier

ISSN 1711-8328

ISBN 0-662-70377-4

Ottawa

This publication is available in English (Catalogue no. 81-595-MIE2005036)

Statistique Canada
Ressources humaines et développement des compétences Canada

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Leesha Lin du PCPE de ses encouragements et de son appui constant à ce projet. Ils aimeraient également exprimer leur reconnaissance à Patrice de Broucker des RCRPP, à Mary Allen de Statistique Canada et à Laval Lavallée pour leurs suggestions.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

Remerciements	4
Résumé	6
Introduction	7
Participation aux études postsecondaires à la fin des années 1990	10
Participation aux études postsecondaires selon les caractéristiques socioéconomiques	14
Facteurs déterminants de la participation aux études postsecondaires	21
Facteurs déterminants du choix de l'établissement d'enseignement postsecondaire	28
Conclusion	32
Références	33
Notes en fin de texte	34
Annexe	35
Index cumulatif	39

Résumé

- Divers facteurs liés aux antécédents familiaux – revenu familial, niveau de scolarité des parents et structure de la famille – ont une incidence sur les études postsecondaires, même lorsqu'on tient compte du fait que ces facteurs sont aussi corrélés.
  - Les jeunes dont les parents ont fait des études postsecondaires sont plus susceptibles de poursuivre des études de ce niveau, et notamment de niveau universitaire.
  - Les jeunes issus de familles du quartile inférieur des revenus sont moins enclins à faire des études postsecondaires que leurs homologues mieux nantis. Par ailleurs, le revenu familial a des effets semblables sur la participation aux études universitaires et aux études collégiales.
  - Les jeunes issus de familles biparentales sont plus nombreux à poursuivre des études postsecondaires que les jeunes issus de familles monoparentales.
- Si la poursuite d'études postsecondaires, quelles qu'elles soient, est liée au revenu familial, on n'observe pas de relation du même ordre pour ce qui est du choix entre des études collégiales et des études universitaires.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Introduction

L'accès aux études postsecondaires est une question stratégique fondamentale dans les sociétés modernes. La participation accrue aux études postsecondaires constitue un objectif social important, puisqu'il s'agit d'un facteur déterminant de la réussite économique, tant sur le plan individuel que pour la société dans son ensemble. Compte tenu des retombées positives de l'éducation postsecondaire, un accès équitable aux études de ce niveau pour les personnes issues de tous les milieux peut favoriser la mobilité sociale.

Ces dernières années, bon nombre de recherches ont tenté d'expliquer la relation entre les antécédents socioéconomiques et l'accès aux études postsecondaires (de Broucker, 2005). Comme de nombreuses politiques visant à accroître cet accès s'attachent au revenu familial et aux coûts de l'éducation, il importe tout particulièrement de comprendre l'incidence du revenu familial sur la participation aux études postsecondaires, indépendamment d'autres facteurs tels que le niveau de scolarité des parents, la composition de la famille, la taille de la collectivité ou la situation géographique.

Les recherches antérieures ont démontré que la participation aux études postsecondaires est liée à chacun de ces facteurs. Toutefois, ces diverses mesures des antécédents familiaux sont très corrélées. Les parents plus scolarisés tendent à toucher des revenus supérieurs; les familles monoparentales tendent, quant à elles, à avoir des revenus plus faibles, etc. Il importe donc de prendre en considération le jeu de ces facteurs si l'on veut comprendre les mécanismes par lesquels les antécédents familiaux influent sur la participation. Certains jeunes sont-ils moins susceptibles de passer au collège ou à l'université en raison du niveau de scolarité de leurs parents, ou en raison de ressources financières insuffisantes?

Le présent article s'appuie sur des recherches antérieures traitant de l'incidence du revenu familial sur la poursuite d'études postsecondaires

Peu de sources de données fournissent des renseignements complets sur les antécédents familiaux des jeunes. Si l'on recueille souvent des données sur le niveau de scolarité et la profession des parents, les renseignements sur le revenu familial sont moins fréquents ou de qualité médiocre. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de Statistique Canada est une enquête longitudinale qui recueille des renseignements sur tous les membres du ménage et qui suit les membres de ce ménage pendant une période de six ans. Dans la mesure où elle fournit des renseignements sur les parents et le revenu familial au moment où les jeunes sont âgés de 16 ans et vivent chez leurs parents, l'EDTR est l'une des sources de données les plus fiables et les plus complètes sur les antécédents familiaux pour les fins de l'analyse de la participation des jeunes aux études postsecondaires.

Le présent article s'appuie sur des recherches antérieures traitant de l'incidence du revenu familial sur la poursuite d'études postsecondaires, notamment sur une série d'articles fondées sur le panel de 1998 de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de Statistique Canada et qui examinent divers facteurs relatifs aux antécédents familiaux, dont le niveau de scolarité des parents et le revenu familial (Statistique Canada, 2001, 2002; Lavallée et al., 2001; Knighton et Mirza, 2002; Drolet, 2005).

L'étude de Statistique Canada (2001, 2002) utilise un échantillon des répondants à l'EDTR de 1998 (soit le premier panel de l'EDTR, voir l'encadré) pour présenter les taux de participation des jeunes de 18 à 21 ans selon le quartile du revenu familial. Ce rapport fait état de variations considérables entre les jeunes du quartile supérieur et ceux du quartile inférieur pour ce qui est des taux de participation aux études postsecondaires, notamment aux études universitaires.

L'étude de Lavallée *et al.* (2001) pousse plus loin l'analyse de Statistique Canada et présente les taux de participation selon diverses variables socioéconomiques dont les suivantes : quartile du revenu après impôt, niveau de scolarité des parents, sexe, composition de la famille, milieu urbain/rural et région de résidence. Les résultats de l'étude indiquent que les jeunes du quartile supérieur de revenu affichent un taux de participation aux études universitaires plus de deux fois supérieur à celui des jeunes du quartile inférieur de revenu. Ces résultats révèlent également une relation étroite entre la poursuite d'études universitaires d'une part, et la structure de la famille ainsi que le niveau de scolarité des parents, d'autre part.

Knighton et Mirza (2002) font appel au même panel de 1998 pour analyser l'influence relative du revenu des parents et du niveau de scolarité des parents sur la participation aux études postsecondaires. Ces chercheurs observent que tant le revenu familial que le niveau de scolarité des parents ont une incidence sur la poursuite d'études postsecondaires. Cependant, le niveau de scolarité des parents semble exercer une influence plus marquée sur la poursuite d'études postsecondaires que le revenu familial. Ainsi, les jeunes du quartile inférieur de revenu dont un ou deux parents ont fait des études collégiales ou universitaires sont plus susceptibles de poursuivre des études postsecondaires que les jeunes du quartile supérieur de revenu dont les parents n'ont pas fait d'études à ces niveaux.

Plus récemment, Drolet (2005) a utilisé les deux panels de l'EDTR (soit ceux de 1998 et de 2001) pour chercher à déterminer si la structure de la participation selon les antécédents familiaux s'est transformée entre 1993 et 2001. L'auteur conclut que la participation des jeunes ne semble pas avoir changé en fonction du revenu des parents et du niveau de scolarité des parents.

Le présent article pousse plus loin les études antérieures, notamment celle de Knighton et Mirza, et prend appui sur un échantillon supplémentaire de jeunes prélevé lors des derniers cycles de l'EDTR (voir l'annexe pour une discussion détaillée de l'échantillon de l'EDTR). L'article cherche à traiter trois grandes questions dans ce contexte. Premièrement, la structure de la participation aux études postsecondaires s'est-elle transformée au cours des dernières années, qu'il s'agisse des études collégiales ou des études universitaires, ou encore pour les jeunes de divers milieux?

Deuxièmement, comment les facteurs socioéconomiques sont-ils liés à la participation aux études postsecondaires? L'incidence de ces facteurs

socioéconomiques diffère-t-elle selon qu'il s'agit d'études collégiales ou d'études universitaires? Troisièmement, dans le cas des jeunes qui entreprennent des études postsecondaires, quels sont les facteurs les plus importants quant au choix de l'établissement – soit l'université ou le collège?

Renseignements sur l'enquête et principaux concepts

Qu'est-ce que l'EDTR? L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) est une enquête-ménage longitudinale qui suit les mêmes répondants pendant six ans. De nouveaux échantillons (panels) sont constitués tous les trois ans. Le premier et le deuxième panels de l'EDTR ont permis de suivre les répondants de 1993 à 1998 et de 1996 à 2001, respectivement. Une description détaillée de la source de données et les définitions des diverses variables de l'enquête sont présentées en annexe.

L'enquête cerne les activités des répondants qui étaient âgés de 18 à 21 ans lors de leur dernière année dans chaque panel. Cette méthode concorde avec les analyses des articles antérieurs qui s'appuient sur l'échantillon du premier panel de l'EDTR. En outre, dans cette analyse comme dans l'analyse antérieure, les renseignements recueillis remontent jusqu'au moment où les répondants étaient âgés de 16 ans, c'est-à-dire la période à laquelle sont vraisemblablement prises les décisions concernant la participation aux études postsecondaires. Les données recueillies pour diverses variables relatives à la famille au moment où les jeunes étaient âgés de 16 ans ont ensuite été analysées. On a retenu le groupe d'âge des 18 à 21 ans parce que l'effectif de l'échantillon pour chaque année d'âge est insuffisant et ne permet pas une analyse fiable. De plus, les renseignements visant la situation des jeunes à leur seizième année ne sont pas disponibles pour les répondants plus âgés.

La **participation aux études postsecondaires** s'entend ici de la participation au plus haut niveau d'études postsecondaires. Ainsi, le jeune qui a fait des études collégiales et universitaires sera pris en compte dans le calcul du taux de participation aux études universitaires, mais pas dans le calcul du taux de participation au niveau collégial. De la même façon, le jeune qui a fréquenté une école de métiers ou de formation professionnelle et un collège ne sera comptabilisé que dans le taux de participation aux études collégiales. Par conséquent, chaque répondant n'est comptabilisé qu'une seule fois dans le calcul des taux de participation selon le niveau d'études.

En ce sens, nous nous conformons à la définition normale de la participation aux études collégiales employée dans la recherche sur la participation; la définition renvoie à une double condition (participation à des études collégiales SANS participation à des études universitaires, ou participation aux études collégiales exprimée en pourcentage de la population totale). Une autre définition – de type conditionnel (participation aux études collégiale COMPTE TENU d'une non-participation aux études universitaires, ou participation aux études collégiales exprimée en pourcentage de la population n'ayant pas entrepris d'études universitaires) – pourrait offrir une perspective différente pour les discussions des politiques entourant l'accès à l'enseignement postsecondaire.

La fréquentation d'une école de métiers ou de formation professionnelle est assimilée à la participation aux études postsecondaires, mais contrairement aux données sur les études collégiales et universitaires, les résultats visant les cours de métiers ou de formation professionnelle ne sont pas présentés de façon distincte dans l'article, en raison de la taille restreinte de l'échantillon.

Les **variables socioéconomiques** utilisées dans le présent document sont les suivantes : quartile du revenu familial après impôt; niveau de scolarité des parents (parents ayant fait des études postsecondaires); sexe; composition de la famille (ménage monoparental ou biparental); milieu urbain ou rural; région de résidence. Les données visant toutes les variables, exception faite du niveau de scolarité des parents et du sexe, ont été recueillies en fonction de la situation du jeune à sa seizième année, c'est-à-dire au moment où sont vraisemblablement prises les décisions concernant la poursuite d'études postsecondaires. Une description plus détaillée des variables est présentée en annexe.

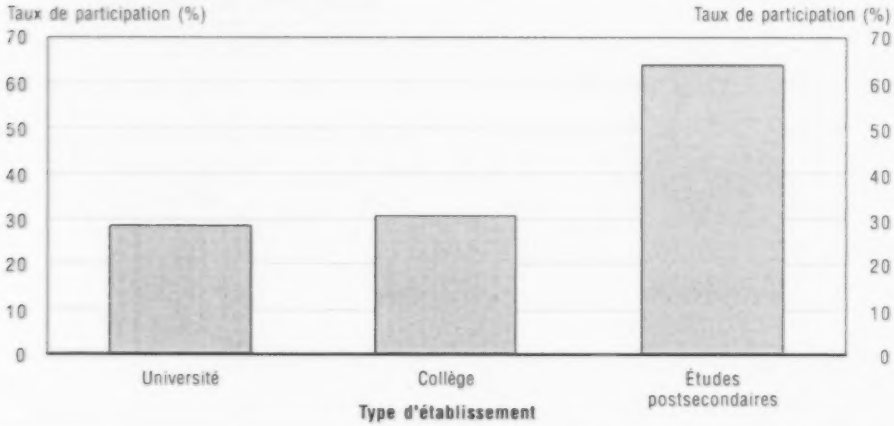
Participation aux études postsecondaires à la fin des années 1990

On n'observe pas de variation, entre 1998 et 2001, quant au taux de participation aux études postsecondaires des jeunes, peu importe leur groupe socioéconomique

Le taux de participation aux études universitaires et collégiales des jeunes de 18 à 21 ans appartenant à divers groupes socioéconomiques est resté inchangé entre 1998 et 2001, en dépit d'une hausse considérable des droits de scolarité au cours de cette période[1]. Près des deux tiers des jeunes ont fait des études postsecondaires sous une forme ou une autre pendant cette période. Près du tiers avaient entrepris des études collégiales, et un peu moins de jeunes avaient fait des études universitaires (figure 1)[2].

Figure 1

Proportion des jeunes de 18 à 21 ans ayant entrepris des études postsecondaires, de niveau universitaire ou collégial (les deux panels de l'EDTR combinés). L'enseignement postsecondaire couvre les écoles de métiers ou de formation professionnelle de même que les universités et les collèges.



On n'observe pas de variation statistiquement significative, entre 1998 et 2001, quant au taux de participation aux études postsecondaires, que ce soit au niveau collégial ou universitaire, chez les jeunes, peu importe leurs antécédents socioéconomiques. Plus précisément, le taux de participation des jeunes issus de familles à faible revenu n'a pas varié qu'il s'agisse des études universitaires ou collégiales, et il en va de même pour les jeunes issus de familles touchant des revenus plus élevés.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Afin de déterminer si des changements se sont produits à ce chapitre entre 1998 à 2001, on a fait appel à un modèle analytique (voir l'encadré) permettant de comparer les taux de participation des deux panels (1998 et 2001) en fonction de diverses variables socioéconomiques et de vérifier la présence ou non de variations significatives. De plus, on a appliqué trois modèles distincts – l'un pour l'ensemble des études postsecondaires, le second pour les études universitaires et le troisième pour les études collégiales – afin de déceler une éventuelle variation des taux de participation des jeunes ayant des antécédents familiaux différents à des études de niveaux différents (niveau universitaire ou collégial).

Différences entre les deux panels

Un test permettant d'établir la signification statistique des écarts entre les deux panels a été effectué à l'aide d'un modèle logit. Le modèle a été appliqué séparément pour les études postsecondaires, les études universitaires et les études collégiales. Plus précisément, l'estimation du modèle général prend la forme suivante :

$$\log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = x_i\beta + \varepsilon_i$$

Où p_i représente la probabilité de participation, x_i est un vecteur de variables explicatives et ε_i représente la perturbation aléatoire. Il convient de répéter que seule la participation au plus haut niveau d'études est prise en considération dans ces modèles; c'est-à-dire que les répondants ayant fait des études collégiales et universitaires seront considérés comme des participants au niveau universitaire seulement.

Parmi les variables explicatives utilisées dans le modèle figurent diverses variables socioéconomiques, une variable fictive représentant le panel de l'EDTR auquel appartient le répondant (-1 pour 1998, 1 pour 2001), de même que les interactions entre les variables socioéconomiques et la variable temporelle.

Les résultats de l'analyse sont exprimés sous la forme de rapports de cotes. Dans la présente analyse, les rapports de cotes renvoient aux écarts entre les taux de participation du panel de 1998 et ceux du panel de 2001. Un rapport de cotes de 1,0 ou plus indique que le groupe désigné (par exemple celui des faibles revenus) enregistre des probabilités supérieures de participation en 2001 qu'en 1998. Cependant, ces « probabilités » supérieures ou inférieures ne sont pas toujours statistiquement significatives. Lorsque le rapport de cotes est statistiquement fiable (ou significatif), il est marqué d'un astérisque ou de deux astérisques (* ou **) selon le niveau de signification (voir la note au tableau 1).

Les résultats du modèle analytique sont présentés au tableau 1 sous la forme de rapports de cotes (voir l'encadré). Un rapport de cotes supérieur à 1,0 indique une probabilité supérieure de participation pour les membres du deuxième panel (2001) que pour les membres du premier (1998). Par exemple, le rapport de cotes de 1,18 associé à la participation des femmes aux études postsecondaires – s'il avait été statistiquement significatif – aurait signifié que les femmes de 18 à 21 ans en 2001 étaient plus susceptibles de poursuivre des études postsecondaires que leurs homologues ne l'étaient en 1998. Cependant, ce résultat n'est pas statistiquement significatif, comme l'indique l'absence d'astérisques (* ou **) qui représentent normalement les estimations dignes de confiance.

On a vérifié les éventuelles variations pour plusieurs sous-populations définies en fonction de diverses variables : quartile du revenu familial, niveau de scolarité des parents, sexe, milieu rural ou urbain, région et composition de la famille. L'écart

au chapitre de la participation n'a été statistiquement significatif pour aucune des sous-populations désignées. Ainsi, les rapports de cotes n'étant pas statistiquement significatifs, il a fallu conclure que les taux de participation aux études postsecondaires de tous les groupes désignés et à tous les niveaux d'études n'ont pas varié.

La ligne « coordonnée à l'origine » dans le tableau représente les rapports de cotes entre les deux panels pour la participation aux études postsecondaires, aux études universitaires et aux études collégiales de l'ensemble des jeunes de 18 à 21 ans, peu importe leurs caractéristiques socioéconomiques ou démographiques. Il n'est pas étonnant de constater que ces rapports de cotes ne sont pas statistiquement significatifs.

Tableau 1

Rapports de cotes (2001 par rapport à 1998) relatifs à la participation aux études postsecondaires, universitaires et collégiales de divers groupes socioéconomiques

		Rapports de cotes (erreur-type)		
Variable	Catégorie	Études postsecondaires	Études universitaires	Études collégiales
Revenu après impôt	Supérieur	0,89 (0,19)	0,86 (0,22)	0,99 (0,23)
	Intermédiaire supérieur	1,25 (0,19)	0,89 (0,22)	1,22 (0,23)
	Intermédiaire inférieur	0,89 (0,17)	0,92 (0,21)	0,90 (0,21)
	Inférieur	1,12 (0,17)	1,52 (0,22)	1,02 (0,21)
Niveau de scolarité des parents	Les deux > ES	1,55 (0,19)	1,53 (0,21)	0,98 (0,22)
	Père > ES	0,62 (0,23)	0,85 (0,26)	0,89 (0,27)
	Mère > ES	1,20 (0,24)	0,96 (0,27)	1,34 (0,28)
	Les deux < ES	1,36 (0,15)	1,34 (0,20)	1,24 (0,18)
Sexe	Femmes	1,18 (0,14)	1,28 (0,17)	0,94 (0,17)
	Hommes	0,89 (0,14)	0,81 (0,18)	1,12 (0,18)
Milieu rural/urbain	Urbain	1,01 (0,12)	0,90 (0,15)	1,18 (0,15)
	Rural	1,04 (0,18)	1,15 (0,22)	0,89 (0,21)
Région	Atlantique	1,04 (0,25)	1,04 (0,27)	0,82 (0,34)
	Québec	1,27 (0,18)	1,25 (0,23)	0,81 (0,18)
	Ontario	0,79 (0,16)	0,86 (0,19)	0,90 (0,21)
	Prairies	0,91 (0,19)	0,93 (0,23)	1,56 (0,27)
	Colombie-Britannique	1,20 (0,23)	1,04 (0,27)	1,21 (0,26)
Composition de la famille	Vit avec deux parents	1,01 (0,11)	0,89 (0,13)	1,06 (0,14)
	Vit avec un parent	1,05 (0,21)	0,65 (0,29)	1,32 (0,26)
Coordonnée à l'origine		0,97 (0,13)	0,98 (0,16)	0,98 (0,16)
Modèle statistique				
N = 3 722				
Chi carré – modèle		494 (dl = 31) [1]	426 (dl = 31) [1]	326 (dl = 31) [1]
Log du rapport de vraisemblance		-2 300	-1 324	-1 858

1. Le modèle de régression logistique dans son ensemble est significatif à $p<0,0001$.

* Significatif compte tenu d'un niveau de confiance de Bonferroni de 80 %. (aucun résultat significatif dans ce tableau)

** Significatif compte tenu d'un niveau de confiance de Bonferroni de 90 %. (aucun résultat significatif dans ce tableau)

ES = Études secondaires

Nota : Les variables du niveau de scolarité des parents et de la composition de la famille comportent des catégories de non-réponse et « autre », qui ne sont cependant pas présentées ici.

Cette stabilité relative des taux de participation au cours des dernières années a également été observée par d'autres chercheurs. Ainsi, Corak *et al.* (2003) ont conclu que les taux de participation aux études universitaires sont restés constants depuis 1994 et que les taux de participation aux études collégiales ont augmenté à un rythme très réduit pendant les années 1990. En fait, Corak *et al.* ne discutent pas la signification statistique de ce taux réduit de croissance. Toutefois, compte tenu de l'importance de la progression dont l'article fait état, il semble peu probable que les variations observées dans la moitié seconde des années 1990 soient statistiquement significatives. Drolet (2005), qui a utilisé la même source de données que nous – mais une méthodologie différente – arrive à des conclusions similaires.

Les résultats de ce modèle peuvent être interprétés ainsi : un deuxième échantillon en 1998 aurait pu produire les mêmes taux de participation obtenus à partir du panel de 2001. Ces observations laissent croire qu'on pourrait combiner ou « regrouper » les deux panels distincts de manière à produire un seul échantillon aux fins de l'analyse des facteurs exerçant une influence sur la participation aux études postsecondaires. La taille accrue de l'échantillon combiné donne lieu à des estimations plus exactes des taux, d'une part, et confère une signification statistique à une partie de l'analyse présentée ici, d'autre part. Les taux de participation figurant dans le présent article se rapportent aux jeunes de 18 à 21 ans dans la seconde moitié des années 1990 (voir l'annexe pour les renseignements sur l'échantillon combiné).

Participation aux études postsecondaires selon les caractéristiques socioéconomiques

La participation aux études postsecondaires varie selon bon nombre de caractéristiques des étudiants et de facteurs socioéconomiques

Les recherches ont démontré à maintes reprises que la probabilité de poursuivre des études collégiales ou universitaires est fortement liée aux antécédents familiaux, mesurés de diverses façons. Dans la présente analyse, on examine tout d'abord les taux de participation des jeunes ayant différents antécédents. Plus précisément, on présente dans cette section les taux de participation selon le quartile du revenu familial après impôt, le niveau de scolarité des parents, le sexe, la composition de la famille, le milieu urbain ou rural et la région de résidence.

La participation des jeunes aux études postsecondaires varie selon la région du pays

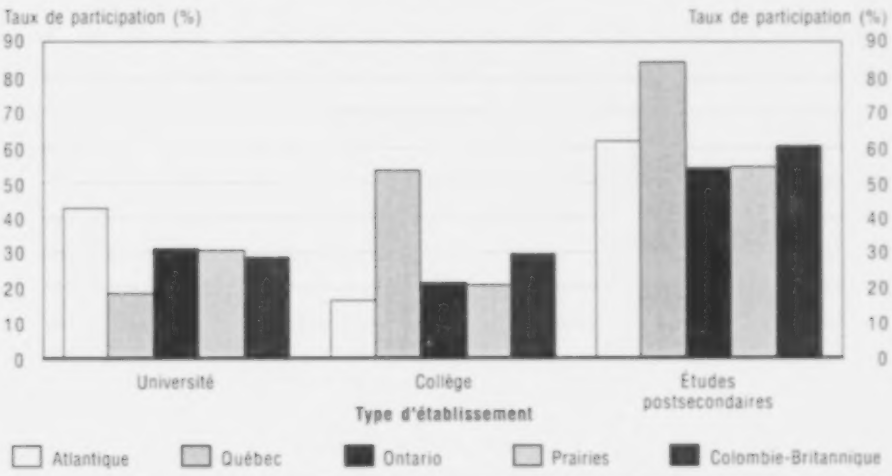
Les taux de participation aux études postsecondaires, tout comme les taux de participation aux études universitaires et collégiales, varient considérablement d'une région à l'autre (figure 2). Cependant, une grande partie des écarts – particulièrement entre le Québec et les autres régions – est attribuable aux différences entre les systèmes d'éducation. Par exemple, si la plupart des jeunes au Québec ont terminé leurs études secondaires à 18 ans, il n'en va pas de même dans la plupart des autres provinces, où de nombreux jeunes de 18 ans poursuivent toujours des études secondaires et n'ont pas encore fréquenté un collège ou une université. La structure de l'enseignement postsecondaire au Québec est également un facteur déterminant du taux élevé de participation aux études collégiales pour les jeunes de ce groupe d'âge. L'échantillon des 18 à 21 ans compte de nombreux jeunes qui fréquenteront ultérieurement l'université mais qui sont encore inscrits au CEGEP.

Le Québec n'est pas la seule province affichant des tendances distinctives de participation aux études postsecondaires. La région de l'Atlantique se classe en tête de liste pour ce qui est de la participation aux études postsecondaires, notamment de niveau universitaire, tandis que la Colombie-Britannique, qui offre un programme de collège universitaire permettant aux étudiants de commencer leurs études universitaires dans un collège, se classe au premier rang au niveau collégial.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Figure 2

Taux de participation aux études postsecondaires, universitaires et collégiales des jeunes de 18 à 21 ans selon la région



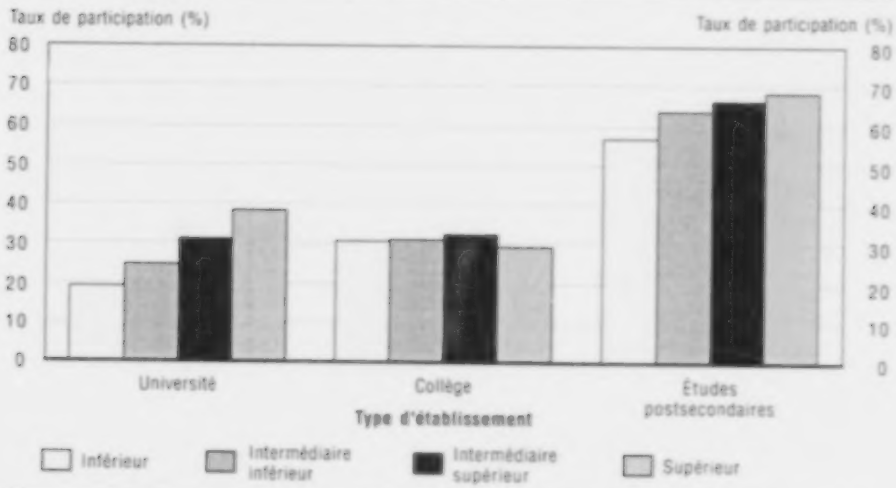
Les jeunes des quartiles inférieurs de revenu affichent des taux de participation aux études universitaires plus faibles

Globalement, 64 % des jeunes de 18 à 21 ans visés par la présente analyse ont fait des études postsecondaires sous une forme ou une autre. Toutefois, on observe un taux inférieur chez les jeunes issus de familles à plus faible revenu. On a calculé les taux de participation des jeunes des différents quartiles de revenu en fonction du revenu familial après impôt au moment où le répondant était âgé de 16 ans. Pour ce qui est de la participation aux études postsecondaires globalement, l'écart le plus important entre deux quartiles contigus est relevé dans les deux quartiles inférieurs. Seulement 57 % des jeunes du quartile inférieur ont entrepris des études postsecondaires comparativement à 64 % ou plus pour les jeunes des trois autres quartiles (figure 3).

Ces résultats concordent généralement avec ceux présentés par Barr-Telford *et al.* (2003). À la lumière des données de l'Enquête sur la participation aux études postsecondaires (EPEP), réalisée en 2002, ces chercheurs ont établi le taux de participation aux études postsecondaires des jeunes de 18 à 24 ans (et de 17 à 24 ans au Québec) à 62 %. Ils indiquent également que les deux tiers des jeunes de 18 à 24 ans dont le revenu familial (avant impôt) se situe entre 55 000 $ et 80 000 $ ont fait des études postsecondaires sous une forme ou une autre, cette proportion diminuant pour atteindre un peu plus de la moitié dans le cas des jeunes dont le revenu familial est inférieur à 55 000 $.

Figure 3

Taux de participation aux études postsecondaires, universitaires et collégiales des jeunes de 18 à 21 ans selon le quartile de revenu familial



Les écarts au chapitre de la participation aux études postsecondaires dans leur ensemble sont attribuables aux écarts observés dans les taux de participation au niveau universitaire (figure 3). En moyenne, 29 % des jeunes ont fait des études universitaires, mais ce taux varie de 19 % pour les jeunes du quartile inférieur de revenu à 38 % pour ceux du quartile supérieur. De plus, la progression des taux de participation aux études universitaires selon le quartile est constante : ces taux augmentent au même rythme d'un quartile de revenu au suivant. Contrairement aux taux de participation s'appliquant à l'ensemble des études postsecondaires, les taux de participation au niveau universitaire sont moins élevés pour les jeunes issus de familles à revenu intermédiaire que pour ceux du quartile supérieur de revenu.

Au niveau collégial, les jeunes des différents quartiles de revenu affichent des taux semblables de participation (variant de 29 % à 32 %), le taux moyen s'établissant à 31%.

Il importe aussi de noter que, exception faite des jeunes du quartile supérieur de revenu, les jeunes sont plus nombreux dans les collèges que dans les universités. Ce phénomène est largement attribuable à la fréquentation des CEGEP au Québec, province où les jeunes qui entendent poursuivre des études universitaires étudient encore au niveau collégial. En fait, le Québec regroupe près de la moitié des jeunes (49 %) visés par la présente analyse et n'ayant fait que des études collégiales.

L'incidence du revenu familial semble suffisamment marquée pour que, dans le quartile supérieur, le taux de participation aux études universitaires (38 %) soit supérieur de neuf points de pourcentage au taux correspondant de participation aux études collégiales (29 %). En revanche, les jeunes du quartile inférieur de revenu sont plus susceptibles de faire des études collégiales (30 %) que des études universitaires (19 %).

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

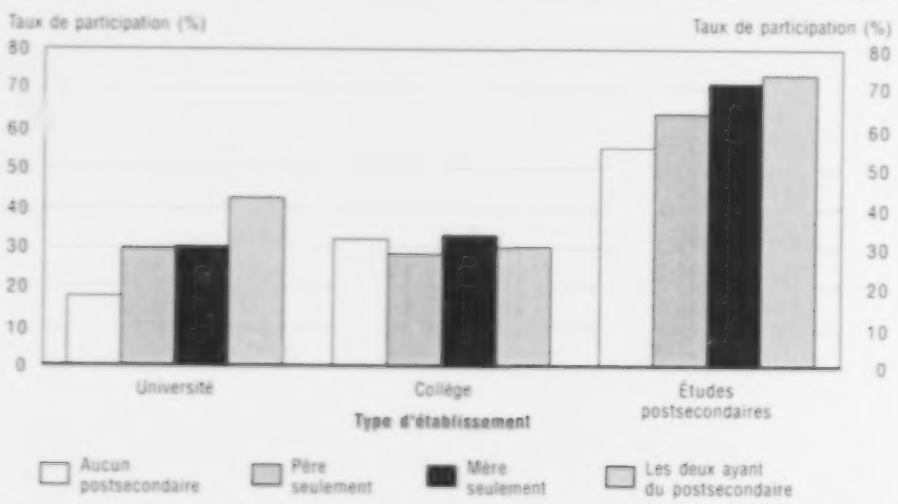
Les catégories de revenu utilisées par Corak *et al.* (2003) diffèrent de celles employées dans la présente analyse. Malgré cette différence méthodologique et l'utilisation d'une source de données différente, les résultats obtenus sont généralement convergents. Dans leur article, ces chercheurs établissent à environ 40 % le taux de participation aux études universitaires des jeunes âgés de 18 à 24 ans classés dans la catégorie supérieure de revenu, comparativement à 19 % pour les jeunes de la catégorie inférieure de revenu, en 1997. Toutefois, Corak *et al.* font état d'un taux global de participation aux études universitaires de 23 % pour 2001, comparativement à 29 % dans la présente analyse. Par ailleurs, Corak *et al.* observent que, au niveau collégial, « les taux sont bien plus convergents entre les groupes de revenu familial », résultats qui concordent avec les nôtres.

Les jeunes dont les parents ont entrepris des études postsecondaires sont plus susceptibles de faire de même

Les jeunes dont les parents ont fait des études postsecondaires affichent des taux de participation supérieurs. En fait, le taux de participation des jeunes de 18 à 21 ans dont aucun des parents n'a fait d'études postsecondaires s'élève à 55 %, soit 19 points de pourcentage de moins que celui des jeunes dont les deux parents ont fait de telles études (74%). Dans les cas où un seul parent a fait des études postsecondaires, le taux de participation des jeunes est plus élevé lorsque la mère a poursuivi des études postsecondaires (71 %) que lorsque le père a fait de telles études (64 %).

Figure 4

Taux de participation aux études postsecondaires, universitaires et collégiales des jeunes de 18 à 21 ans selon le niveau de scolarité des parents



Niveau de scolarité des parents et participation aux études postsecondaires

La relation entre le niveau de scolarité des parents et la participation aux études postsecondaires a été constatée dans des recherches antérieures. S'appuyant sur les données de l'Enquête sur la participation aux études postsecondaires de 2002, Barr-Telford *et al.* (2003) observent que les jeunes dont au moins un parent a fait des études postsecondaires sous une forme ou une autre sont plus susceptibles de poursuivre des études plus poussées que les jeunes de 18 à 24 ans dont les parents n'ont pas fait de telles études (70 % comparativement à 57 %). Bowlby et McMullen (2002) indiquent, à la lumière des résultats de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET)[3], que les jeunes qui poursuivent des études postsecondaires sont plus susceptibles d'être issus de familles où un parent ou les deux parents détiennent un grade universitaire. Enfin, Knighton et Mirza (2002) constatent que, dans le panel de 1998 de l'EDTR, environ 88 % des diplômés du secondaire ayant des parents universitaires ont entrepris des études postsecondaires, comparativement à 68 % dans le cas des jeunes dont les parents ont fait des études collégiales et à 52 % dans le cas des jeunes dont les parents ont un diplôme d'études secondaires ou moins.

À l'instar de l'incidence du revenu familial, l'effet du niveau de scolarité des parents est plus marqué chez les jeunes qui poursuivent des études universitaires (figure 4). Lorsque aucun des parents n'a fait d'études postsecondaires, le taux de participation au niveau universitaire ne s'élève qu'à 18 %, soit moins de la moitié du taux qu'enregistrent les jeunes dont les deux parents ont fait des études postsecondaires (43 %). Lorsqu'un seul parent a fait de telles études – qu'il s'agisse du père ou de la mère – les taux sont près de la moyenne. Les taux de participation aux études collégiales varient peu selon le niveau de scolarité des parents[4].

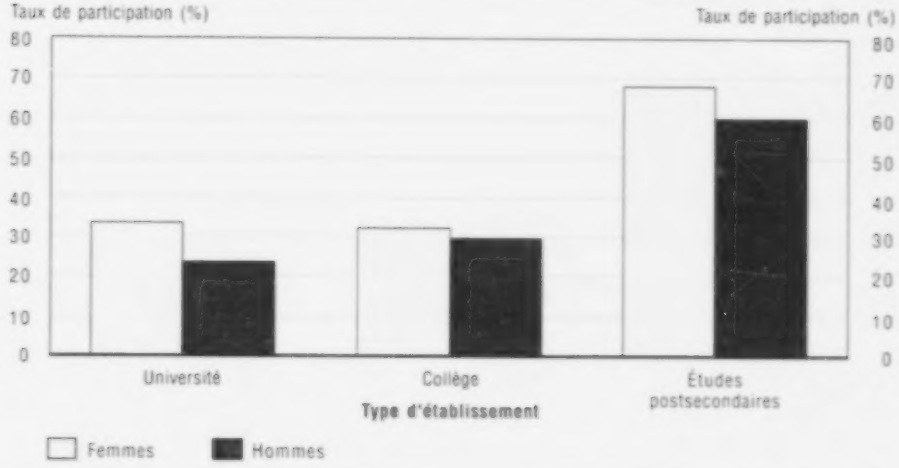
Le niveau de scolarité des parents semble également avoir une incidence sur le choix des jeunes quant à la poursuite d'études collégiales ou universitaires. Les jeunes dont les deux parents ont fait des études postsecondaires optent davantage pour l'université que pour le collège (43 % contre 30 %), alors que l'inverse est vrai pour les jeunes dont aucun des parents n'a fait d'études postsecondaires (18 % contre 32 %). Ces résultats concordent avec ceux de Knighton et Mirza (2002). Ces chercheurs observent, à partir des données de l'EDTR de 1998, que les jeunes dont les parents ont un diplôme d'études secondaires ou moins sont plus susceptibles de poursuivre des études collégiales que des études universitaires (29 % contre 17 %).

Les femmes affichent un taux plus élevé de participation aux études postsecondaires, particulièrement au niveau universitaire

Les femmes sont plus nombreuses que les hommes à entreprendre des études postsecondaires (68 % comparativement à 60 %). Les taux de participation des femmes sont supérieurs à ceux des hommes tant au niveau universitaire que collégial; toutefois, les écarts sont plus marqués dans le cas de la participation aux études universitaires (figure 6).

Figure 5

Taux de participation aux études postsecondaires, universitaires et collégiales des jeunes de 18 à 21 ans selon le sexe

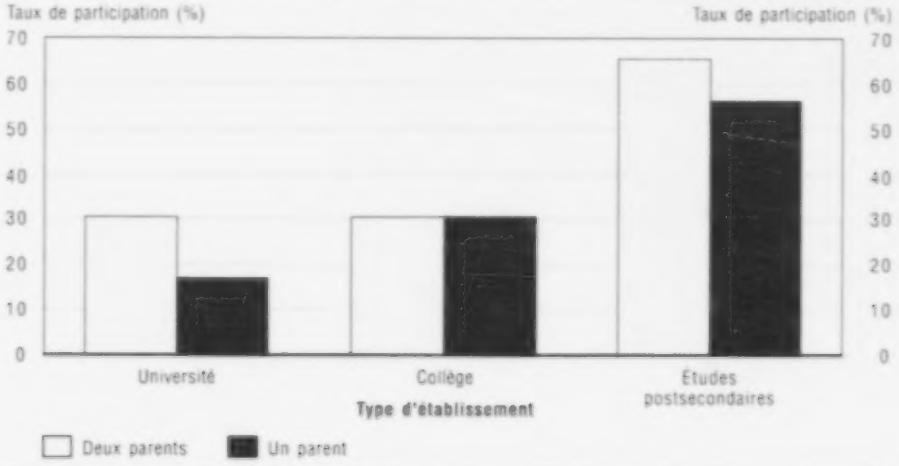


Les jeunes issus de familles monoparentales sont moins enclins à faire des études universitaires

L'analyse des taux de participation selon la composition de la famille (ménages biparentaux et ménages monoparentaux) révèle une tendance analogue à celles des analyses selon la catégorie de revenu et selon le niveau de scolarité des parents. Les jeunes issus de familles monoparentales sont moins enclins à faire des études universitaires que ceux qui vivaient avec leurs deux parents à l'âge de 16 ans (17 % contre 31 %). On n'observe pas d'écart, toutefois, entre ces deux groupes pour ce qui est du taux de participation aux études collégiales.

Figure 6

Taux de participation aux études postsecondaires, universitaires et collégiales des jeunes de 18 à 21 ans selon la composition de la famille



Les jeunes en milieu urbain sont légèrement plus susceptibles d'aller à l'université que les jeunes des régions rurales

Les jeunes des régions rurales affichent un taux de participation aux études universitaires inférieur à celui des jeunes en milieu urbain, mais l'écart est mince (30 % pour les jeunes des régions urbaines contre 24 % pour ceux des régions rurales). Au niveau collégial, les jeunes des deux groupes enregistrent des taux comparables (31 % et 29 %).

Ces résultats cadrent avec ceux d'une recherche antérieure portant sur la participation des jeunes des milieux ruraux aux études universitaires. Frenette (2002), dont l'analyse se fonde sur le panel de 1998 de l'EDTR, fait état de tendances semblables aux nôtres – à savoir que les étudiants des régions rurales sont moins enclins à fréquenter l'université, mais que les écarts observés sont peu marqués. Cependant, cette analyse se concentre sur la distance entre la résidence et l'université. L'auteur conclut que les probabilités de fréquenter l'université pour les étudiants vivant à plus de 80 km d'une université ne correspondent qu'à 58 % des probabilités qu'ont les étudiants vivant dans un rayon de 40 km d'une université. C'est la distance qui compte, et non la distinction entre milieu urbain et milieu rural, puisque plusieurs régions urbaines n'avaient pas d'université alors que certaines régions rurales en avaient une.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Facteurs déterminants de la participation aux études postsecondaires

Bon nombre des facteurs liés à la participation aux études postsecondaires sont aussi interdépendants, c'est-à-dire qu'ils sont liés entre eux à des degrés divers. Notons tout particulièrement la relation étroite entre le revenu et le niveau de scolarité. Il n'est donc pas évident de déterminer jusqu'à quel point la relation entre le niveau de scolarité des parents et la participation est associée à des revenus supérieurs et à un meilleur accès aux ressources financières, ou encore à d'autres facteurs comme le milieu de vie, la famille, les normes de la collectivité, etc. Il importe donc de cerner ces liens d'interdépendance pour déterminer les facteurs qui conditionnent véritablement la participation aux études postsecondaires.

Cette section de l'article présente une analyse plus approfondie de la relation entre les facteurs socioéconomiques et la participation aux études postsecondaires, analyse qui tient compte les liens d'interdépendance. On isole, dans l'analyse, l'effet de facteurs particuliers et on tient compte des écarts dans d'autres variables, de manière à identifier les facteurs qui influent sur la décision des jeunes d'étudier au collège ou à l'université.

La région de résidence, le revenu familial, le niveau de scolarité des parents ET la structure de la famille exercent tous une influence sur la participation aux études postsecondaires

Lorsqu'on examine en bloc tous les facteurs précités, en tenant compte des liens d'interdépendance, on constate pour la plupart d'entre eux une relation significative avec la participation aux études postsecondaires. En fait, la seule variable pour laquelle on n'observe pas de relation significative avec la participation aux études postsecondaires, une fois qu'on a neutralisé l'effet des autres facteurs, est celle de l'origine rurale ou urbaine des jeunes.

Les résultats de l'analyse sont présentés au tableau 2. Les rapports de cotes figurant dans ce tableau représentent les probabilités de faire des études postsecondaires, collégiales ou universitaires selon des paires de catégories pour chacun des facteurs examinés. Un rapport supérieur à 1,00 indique des probabilités plus élevées de participation pour la première catégorie de la paire (celle de gauche). Par exemple, un rapport de 1,80 pour la paire (supérieur c. inférieur) de la variable du revenu après impôt en regard des études postsecondaires indique que les probabilités pour un jeune du quartile supérieur sont de 80 % plus élevées que celles d'un jeune du quartile inférieur. De même, pour une valeur de référence fixe (valeur de droite dans la paire), plus le ratio s'éloigne de 1, plus l'incidence est forte. Par exemple, les jeunes du quartile intermédiaire supérieur et du quartile intermédiaire inférieur sont plus susceptibles de faire des études postsecondaires que les jeunes du quartile inférieur; mais les jeunes du quartile intermédiaire supérieur le sont plus (1,68) que ceux du quartile intermédiaire inférieur (1,43).

Tableau 2

Rapports de cotes relatifs à la participation aux études postsecondaires selon les facteurs socioéconomiques

		Rapports de cotes (erreur-type)		
Variable	Catégorie	Études postsecondaires	Études universitaires	Études collégiales
Revenu après impôt	Supérieur c. intermédiaire supérieur	1,06 (0,11)	1,09 (0,12)	1,04 (0,12)
	Supérieur c. intermédiaire inférieur	1,25 (0,13)	1,37* (0,17)	1,19 (0,14)
	Supérieur c. inférieur	1,80** (0,21)	1,66** (0,23)	1,56** (0,22)
	Intermédiaire sup. c. intermédiaire inférieur	1,18 (0,12)	1,27 (0,14)	1,14 (0,13)
	Intermédiaire supérieur c. inférieur	1,68** (0,19)	1,53** (0,21)	1,50** (0,20)
	Intermédiaire inférieur c. inférieur	1,43** (0,15)	1,20 (0,16)	1,31 (0,16)
Niveau de scolarité des parents	(Les deux > ES) c. (Père > ES)	1,67** (0,16)	1,72** (0,24)	0,96 (0,13)
	(Les deux > ES) c. (Mère > ES)	1,12 (0,15)	1,79** (0,26)	0,89 (0,14)
	(Les deux > ES) c. (Les deux <= ES)	2,32** (0,23)	3,64** (0,40)	0,93 (0,10)
	(Père > ES) c. (Mère > ES)	0,67* (0,10)	1,05 (0,17)	0,92 (0,15)
	(Père > ES) c. (Les deux <=ES)	1,38* (0,16)	2,11** (0,28)	0,96 (0,13)
	(Mère > ES) c. (Les deux <=ES)	2,07** (0,25)	2,02** (0,28)	1,04 (0,15)
Sexe	Femmes c. hommes	1,48** (0,11)	1,73** (0,15)	1,24 (0,10)
Milieu rural/ urbain	Urbain c. rural	1,03 (0,09)	1,14 (0,12)	1,05 (0,10)
Région	Atlantique c. Québec	0,39** (0,05)	4,17** (0,69)	0,22** (0,04)
	Atlantique c. Ontario	1,61** (0,21)	2,17** (0,33)	0,94 (0,17)
	Atlantique c. Prairies	1,52* (0,21)	2,08** (0,30)	1,05 (0,21)
	Atlantique c. Colombie-Britannique	1,27 (0,19)	2,63** (0,48)	0,53** (0,11)
	Québec c. Ontario	4,19** (0,42)	0,51** (0,06)	4,24** (0,44)
	Québec c. Prairies	3,90** (0,44)	0,49** (0,07)	4,75** (0,65)
	Québec c. Colombie-Britannique	3,25** (0,42)	0,61** (0,09)	2,37** (0,32)
	Ontario c. Prairies	0,93 (0,10)	0,97 (0,12)	1,12 (0,16)
	Ontario c. Colombie-Britannique	0,78 (0,09)	1,20 (0,16)	0,56** (0,08)
	Prairies c. Colombie-Britannique	0,84 (0,11)	1,24 (0,19)	0,50** (0,08)
Composition de la famille	Vit avec deux parents c. vit avec un parent	1,54** (0,19)	1,96** (0,31)	0,89 (0,12)
Modèle statistique				
N = 3 722				
Chi carré – modèle		494 (dl = 31)[1]	426 (dl = 31)[1]	326 (dl = 31)[1]
Log du rapport de vraisemblance		-2 300	-1 324	-1 858

1. Le modèle de régression logistique dans son ensemble est significatif à $p<0,0001$.

* Significatif compte tenu d'un niveau de confiance de Bonferroni de 80 %.

** Significatif compte tenu d'un niveau de confiance de Bonferroni de 90 %.

ES = Études secondaires

Nota : Les variables du niveau de scolarité des parents et de la composition de la famille comportent des catégories de non-réponse et « autre », qui ne sont cependant pas présentées ici.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Note sur la méthode analytique

À l'instar du modèle décrit à la section 2.0, le modèle employé dans la présente section a été exécuté séparément pour les études postsecondaires, les études universitaires et les études collégiales. Dans le modèle antérieur, toutefois, la valeur des variables nominales représentant les deux panels de l'EDTR s'établissait à -1 pour le panel de 1998 ou à 1 pour le panel de 2001. En revanche, dans le modèle présenté ici, nous utilisons la valeur 0 (soit la moyenne de -1 et de 1) afin de produire des estimations à partir des échantillons combinés. Les variables explicatives utilisées dans ce modèle sont les suivantes : revenu des parents, niveau de scolarité des parents, milieu urbain ou rural, sexe, région de résidence et composition de la famille.

La méthodologie adoptée se fonde sur celle de Knighton et Mirza (2002)[5]. Si les travaux de ces deux chercheurs portent principalement sur l'importance relative des effets du revenu des parents et du niveau de scolarité des parents, notre analyse s'attache à l'incidence de diverses variables socioéconomiques, mais non à l'influence relative de chacune des variables par rapport aux autres. En ajoutant de nouvelles variables au modèle et en tenant compte de leur effet, nous examinons dans le présent article l'influence qu'exerce chacune des variables sur les taux de participation et nous isolons davantage l'incidence de ces variables.

Par ailleurs, les deux analyses traitent différemment le niveau de scolarité des parents. Le modèle de Knighton et Mirza utilise le *niveau* d'instruction des parents (soit le plus haut niveau de scolarité atteint par l'un ou l'autre des parents). Dans notre modèle, le niveau de scolarité des parents est défini selon les catégories suivantes : les deux parents ayant fait des études postsecondaires, le père seulement ayant fait des études postsecondaires, la mère seulement ayant fait des études postsecondaires et aucun des parents n'ayant fait d'études postsecondaires.

Les rapports de cotes tirés des modèles logit sont souvent présentés de manière un peu différente. On montre, pour une variable donnée, les rapports de cotes associés à différentes catégories relativement à une catégorie de référence. Par exemple, dans le cas du revenu familial, Knighton et Mirza (2002) utilisent le quartile inférieur comme catégorie de référence et présentent les rapports associés aux autres quartiles en fonction du quartile inférieur. Cette méthode ne permet pas au lecteur de déterminer la signification statistique du rapport entre deux catégories qui ne sont pas des catégories de référence. Dans les travaux de Knighton et Mirza, le lecteur n'est pas en mesure de savoir si les rapports de cotes entre les deux quartiles supérieurs sont significatifs ou non. Nous présentons donc toutes les combinaisons possibles pour permettre au lecteur de comparer chaque catégorie à toutes les autres catégories de la variable.

Les différences entre les systèmes d'enseignement postsecondaire conditionnent dans une large mesure les tendances de participation dans les différentes régions

Compte tenu des différences notables entre les systèmes d'enseignement postsecondaire de diverses provinces, il n'est pas surprenant de constater des variations considérables au chapitre de la participation entre les différentes régions. Non seulement les jeunes visés par la présente étude terminent-ils leurs études secondaires à des âges différents (particulièrement en Ontario et au Québec), mais ils cheminent également dans des systèmes d'enseignement postsecondaire dont les structures diffèrent. Il importe de tenir compte de ces différences pour comprendre où et quand les jeunes passeront à l'université ou au collège. On doit aussi les prendre en considération lors de l'examen de l'incidence des autres facteurs. Tout particulièrement, dans la présente étude qui vise uniquement les jeunes de 18 à 21 ans, la population qui fréquente un collège à cet âge n'est pas représentative de

l'ensemble de la population collégiale, plus âgée. L'échantillon comprend bon nombre d'étudiants qui poursuivront des études universitaires, mais non ceux qui interrompent leurs études après le secondaire pour passer au collégial plus tard[6].

Participation aux études postsecondaires selon la province

L'échantillon de l'EDTR ne permet pas une analyse détaillée à l'échelle provinciale. Cependant, les données de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) révèlent des variations considérables quant à la participation des jeunes (de 18 à 20 ans) aux études postsecondaires selon la province. En décembre 1999, 27 % des jeunes de 18 ans poursuivaient toujours des études secondaires, ce taux variant de 14 % au Québec à 38 % en Ontario.

Par ailleurs, 62 % des jeunes âgés de 18 à 20 ans qui n'allaient plus à l'école secondaire poursuivaient des études postsecondaires. On ne s'étonnera pas de constater des variations importantes selon la province, les taux allant de 50 % seulement en Alberta à 78 % au Québec. Dans le cas des jeunes de 20 à 22 ans, lorsqu'une proportion plus élevée de ce groupe d'âge a terminé ses études secondaires, 72 % des jeunes qui ne fréquentaient plus une école secondaire étaient passés au niveau postsecondaire. Les variations observées dans ce groupe d'âge sont moins marquées, les taux variant de 60 % en Alberta à 78 % au Québec. (Bowlby et McMullen, 2002; Zeman et Knighton, 2004)

Les jeunes du quartile inférieur de revenu sont nettement moins susceptibles de poursuivre des études postsecondaires que leurs homologues des trois autres quartiles

Les jeunes du quartile inférieur de revenu sont nettement moins susceptibles de poursuivre des études postsecondaires que ne le sont les jeunes issus de familles au revenu plus élevé; toutefois, les écarts entre les trois quartiles supérieurs ne sont pas significatifs. Ces résultats mettent en relief les désavantages des jeunes du quartile inférieur par rapport à ceux des autres catégories de revenu.

La même tendance est observée dans la participation aux études universitaires et aux études collégiales, sauf que les taux de participation associés aux différents niveaux d'enseignement ne sont pas significativement plus faibles pour les jeunes du quartile inférieur que pour les jeunes du quartile intermédiaire inférieur. Ce phénomène est en partie attribuable au taux plus élevé de fréquentation des écoles de métiers ou de formation professionnelle par les jeunes du quartile intermédiaire inférieur, établissements pris en compte dans le taux de participation global aux études postsecondaires.

Le revenu familial exerce une influence plus marquée sur la participation au niveau universitaire que sur la participation au niveau collégial. Non seulement les jeunes du quartile inférieur sont-ils significativement moins susceptibles de faire des études plus poussées, mais les jeunes du quartile intermédiaire inférieur sont moins enclins à poursuivre des études universitaires que ne le sont leurs homologues du quartile supérieur (bien que le niveau de signification soit plus faible dans ce cas).

Ces observations cadrent généralement avec les résultats descriptifs (figure 3). Toutefois, les résultats du modèle révèlent également une relation entre le revenu et la participation aux études collégiales. Un simple examen de la participation aux études collégiales (figure 3) n'indique pas d'écart à ce chapitre chez les jeunes des

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

différents quartiles de revenu. Les résultats du modèle analytique, qui neutralise l'effet d'autres facteurs (tableau 2), indiquent que les jeunes des deux quartiles supérieurs affichent des taux de participation aux études collégiales significativement plus élevés que ceux des jeunes du quartile inférieur (rapports de cotes de 1,56 et de 1,50, significatifs dans les deux cas).

Il s'agit de résultats assez complexes. Compte tenu de la relation positive forte entre le revenu et la participation aux études universitaires, on pourrait s'attendre à une relation négative entre le revenu et la participation aux études collégiales, c'est-à-dire que si les étudiants à revenu élevé sont significativement plus susceptibles de faire des études universitaires que les étudiants à faible revenu, ils seraient moins enclins à poursuivre des études collégiales. Plus les étudiants seront nombreux au niveau universitaire, moins ils le seront au niveau collégial.

Ce n'est cependant pas toujours le cas. Une analyse plus poussée de ces résultats indique que la relation positive entre le revenu et la participation aux études collégiales (les jeunes à revenu élevé étant plus enclins à faire des études à ce niveau que les jeunes à faible revenu) s'explique par les différences provinciales et, en fait, masque d'importantes différences provinciales.

Dans la présente recherche, le Québec domine l'activité au niveau collégial, comme on l'a indiqué plus tôt. La moitié des étudiants ayant fait des études collégiales seulement viennent du Québec, et la Colombie-Britannique est la seule autre province qui NE SOIT PAS sous-représentée dans la population des étudiants du collégial. Ces constats sont importants, puisque dans les systèmes d'enseignement de ces deux provinces, les jeunes qui passeront à l'université commencent leurs études au niveau collégial, soit dans un CEGEP soit dans le cadre d'un programme de passage à l'université.

Tableau 3

Diffusion des jeunes et des jeunes ayant de collège, selon la région (18 à 21 ans)

	Pourcentage des jeunes ayant fait des études collégiales	Pourcentage de l'ensemble des jeunes
Provinces de l'Atlantique	5	9
Québec	49	28
Ontario	23	35
Prairies	11	17
Colombie-Britannique	12	12
Total	100	100

Lorsqu'on examine les régions isolément, on observe une division entre les provinces où il semble y avoir une relation positive entre le revenu et la participation aux études collégiales et celles où cette relation est négative. Si l'échantillon de l'EDTR ne permet pas d'effectuer une analyse fiable à l'échelle provinciale (ou même régionale), on peut néanmoins dégager trois régions caractérisées par des tendances distinctes. En Ontario, on n'observe aucune relation claire entre le revenu et la participation aux études collégiales. Au Québec et en Colombie-Britannique, les jeunes des familles ayant des revenus élevés sont proportionnellement plus nombreux à faire des études collégiales que les jeunes de familles moins nanties. Dans les provinces de l'Atlantique et des Prairies, toutefois, la relation entre le revenu et la participation aux études collégiales est inversée, de sorte que les jeunes

des quartiles supérieurs de revenu sont **moins** susceptibles de faire des études collégiales. Ces écarts sont attribuables au fait que, au Québec et en Colombie-Britannique, de nombreux étudiants à revenu élevé comptabilisés au niveau du collégial entreprendront ultérieurement des études universitaires.

À l'échelle du pays, ces écarts entre les provinces tendent à s'annuler, si bien qu'on ne constate pas de relation entre le revenu et la participation aux études collégiales. Cependant, lorsque toutes les variables sont prises ensemble (dans le modèle de régression), les résultats du Québec et de la Colombie-Britannique sont suffisamment marqués pour produire une relation positive générale.

Le niveau de scolarité des parents exerce une influence considérable sur la participation aux études universitaires

Le niveau de scolarité des parents représente un autre facteur ayant une incidence sur la participation aux études universitaires, mais il n'a pas d'incidence sur la participation aux études collégiales, une fois pris en compte l'effet de tous les facteurs.

Les taux de participation aux études universitaires des jeunes dont aucun des parents n'a fait d'études postsecondaires, dont un parent a fait de telles études et dont les deux parents ont poursuivi des études à ce niveau diffèrent *tous* significativement les uns des autres. Les jeunes dont les deux parents ont fait des études postsecondaires sont plus susceptibles d'aller à l'université que ceux dont un seul des parents a fait de telles études; les jeunes de ce groupe sont, à leur tour, proportionnellement plus nombreux à entreprendre des études universitaires que les jeunes dont aucun des parents n'a fait d'études postsecondaires. Lorsque seulement un des deux parents a fait des études postsecondaires, aucune variation n'est observée selon qu'il s'agit du père ou de la mère.

Les jeunes issus de familles biparentales sont plus enclins à poursuivre des études universitaires que les jeunes issus de familles monoparentales

Comme le montre le tableau 2, les jeunes issus de familles biparentales sont plus enclins à poursuivre des études universitaires que les jeunes issus de familles monoparentales. Il importe de noter que les écarts observés à ce chapitre sont significatifs même une fois neutralisé l'effet des autres variables, y compris le revenu familial. L'écart entre ces groupes pour ce qui est des études universitaires se répercute aussi sur les études postsecondaires, malgré l'écart non significatif dans les taux de participation aux études collégiales.

Nos résultats divergent de ceux de Drolet (2005) qui observe que la structure de la famille n'a pas une incidence significative lorsque le modèle neutralise l'effet du revenu familial. Même si les deux analyses font appel à la même source de données, la méthode de modélisation et la définition des variables dans l'analyse de Drolet diffèrent nettement de celles employées ici. Drolet applique un modèle de probabilité linéaire, tandis que notre analyse se fonde sur un modèle logit.

L'utilisation de définitions différentes des variables peut aussi avoir des conséquences appréciables sur l'effet de la structure de la famille dans le modèle. Par exemple, Drolet inclut dans son analyse les jeunes de 18 à 24 ans vivant avec au moins un parent. En revanche, notre analyse vise les jeunes de 18 à 21 ans (et non de 18 à 24 ans), qu'ils vivent ou non avec leurs parents. Drolet tient compte de

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

la structure familiale actuelle, tandis que nous tenons compte de la structure au moment de la seizième année du jeune. Par ailleurs, la mesure du niveau de scolarité des parents diffère considérablement dans ces deux analyses. Dans l'article de Drolet, l'instruction des parents est définie selon le plus haut niveau de scolarité atteint par l'un ou l'autre des parents – (l'un ou l'autre ayant fait des études universitaires, l'un ou l'autre ayant fait des études collégiales mais non universitaires, ou les deux ayant fait des études secondaires ou de niveau inférieur). Par contre, nous établissons dans notre analyse des distinctions selon les catégories suivantes : les deux parents ayant fait des études postsecondaires, la mère seulement ayant fait des études postsecondaires, le père seulement ayant fait des études postsecondaires et aucun des parents n'ayant fait d'études postsecondaires. Compte tenu de toutes ces différences méthodologiques, on devra effectuer une analyse plus poussée pour cerner la cause des divergences dans les résultats.

On n'observe pas d'écart entre les jeunes des milieux ruraux et ceux des milieux urbains pour ce qui est de la participation aux études collégiales ou aux études universitaires lorsque l'effet des autres facteurs est neutralisé

Bien que les jeunes des régions urbaines soient légèrement plus susceptibles d'entreprendre des études universitaires que leurs homologues des milieux ruraux, cet écart disparaît complètement lorsque les autres facteurs sont pris en considération. On n'observe aucun écart significatif entre les jeunes milieux urbains et des milieux ruraux pour ce qui est de la participation aux études postsecondaires, peu en importe le niveau.

Facteurs déterminants du choix de l'établissement d'enseignement postsecondaire

Jusqu'ici, notre analyse a porté sur les facteurs ayant une incidence sur la participation aux études de niveau postsecondaire, c'est-à-dire sur la comparaison entre les jeunes qui poursuivent des études postsecondaires et ceux qui n'en font pas. De la même façon, l'analyse permet de comparer les jeunes qui ont entrepris des études universitaires aux jeunes qui n'ont pas fait de telles études, mais qui peuvent avoir poursuivi des études collégiales.

Dans cette section, toutefois, nous examinons uniquement la population des jeunes ayant fréquenté un collège ou une université et établissons des comparaisons entre ceux qui ont entrepris des études collégiales et ceux qui ont entrepris des études universitaires. Nous examinons la probabilité de préférer les études universitaires aux études collégiales en fonction de divers facteurs socioéconomiques. Ce modèle s'inspire, lui aussi, des travaux de Knighton et Mirza (2002); les différences entre le modèle de ces chercheurs et le nôtre sont identiques à celles relevées pour le modèle du tableau 2. Les résultats sont présentés au tableau 4. Les rapports de cotes supérieurs à 1,0 indiquent une probabilité plus marquée de préférer l'université au collège pour la catégorie de gauche dans la paire. Des rapports de cotes inférieurs à 1,0 indiquent une probabilité plus faible.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Tableau 4

Rapports de cotes – Études universitaires c. études collégiales

Variable	Catégorie	Rapports de cotes (erreur-type) Études universitaires c. études collégiales	
Revenu après impôt	Supérieur c. intermédiaire supérieur	1,00	(0,15)
	Supérieur c. intermédiaire inférieur	1,16	(0,19)
	Supérieur c. inférieur	1,02	(0,19)
	Intermédiaire supérieur c. intermédiaire inférieur	1,16	(0,18)
	Intermédiaire supérieur c. inférieur	1,02	(0,18)
	Intermédiaire inférieur c. inférieur	0,88	(0,16)
Niveau de scolarité des parents	(Les deux > ES) c. (Père > ES)	1,41	(0,25)
	(Les deux > ES) c. (Mère > ES)	1,92**	(0,36)
	(Les deux > ES) c. (Les deux <= ES)	3,37**	(0,50)
	(Père > ES) c. (Mère > ES)	1,37	(0,29)
	(Père > ES) c. (Les deux <=ES)	2,39**	(0,42)
	(Mère > ES) c. (Les deux <=ES)	1,74**	(0,32)
Sexe	Femmes c. hommes	1,44**	(0,16)
Milieu rural/urbain	Urbain c. rural	1,05	(0,14)
Région	Atlantique c. Québec	9,62**	(2,23)
	Atlantique c. Ontario	1,82**	(0,39)
	Atlantique c. Prairies	1,59	(0,37)
	Atlantique c. Colombie-Britannique	3,33**	(0,79)
	Québec c. Ontario	0,19**	(0,03)
	Québec c. Prairies	0,17**	(0,03)
	Québec c. Colombie-Britannique	0,35**	(0,06)
	Ontario c. Prairies	0,88	(0,15)
	Ontario c. Colombie-Britannique	1,87**	(0,33)
	Prairies c. Colombie-Britannique	2,12**	(0,44)
Composition de la famille	Vit avec deux parents c. vit avec un parent	2,44**	(0,49)
Modèle statistique			
N = 1 718			
Chi carré – modèle		287 (df = 31)[1]	
Log du rapport de vraisemblance		-1 005	

1. Le modèle de régression logistique dans son ensemble est significatif à p<0,0001.

* Significatif compte tenu d'un niveau de confiance de Bonferroni de 80 %.

** Significatif compte tenu d'un niveau de confiance de Bonferroni de 90 %.

ES = Études secondaires

Nota : Les variables du niveau de scolarité des parents et de la composition de la famille comportent des catégories de non-réponse et « autre », qui ne sont cependant pas présentées ici.

La probabilité de préférer les études universitaires aux études collégiales varie considérablement selon la région, ce qui s'explique par les différences dans les systèmes d'enseignement

Après avoir neutralisé l'effet de divers facteurs socioéconomiques, on observe que les jeunes des provinces de l'Atlantique sont significativement plus susceptibles que les jeunes du Québec de préférer les études universitaires aux études collégiales. Là aussi, ces écarts sont attribuables à la diversité des systèmes d'enseignement dans les différentes régions du pays. Bon nombre des jeunes du Québec qui fréquentent un CEGEP passeront ultérieurement à l'université. En revanche, les provinces de l'Atlantique disposent d'un réseau universitaire bien développé. En

fait, la Nouvelle-Écosse compte plus d'universités que toute autre province exception faite de l'Ontario. Dans le même ordre d'idées, d'autres différences régionales s'expliquent principalement par les différences dans les systèmes d'enseignement postsecondaire.

Le revenu familial n'exerce pas d'influence sur le choix de l'établissement d'enseignement

On ne constate pas de relation entre le revenu familial et le choix d'études universitaires plutôt que d'études collégiales, une fois neutralisé l'effet des autres facteurs, notamment la région et le niveau de scolarité des parents. Ces résultats sont partiellement attribuables au fait que l'incidence du revenu relevée au tableau 2 s'applique à la fois à la participation aux études collégiales et à la participation aux études universitaires. Globalement, le revenu familial a des effets plus marqués sur la décision d'entreprendre des études postsecondaires sous une forme ou une autre que sur le choix du type d'établissement.

Les facteurs examinés ont une incidence différente lorsqu'on exclut de l'analyse la population des jeunes qui n'ont pas fait d'études postsecondaires pour ne tenir compte que de ceux qui ont entrepris des études collégiales ou universitaires. Prenons l'exemple de la participation des jeunes à faible revenu pour préciser la distinction entre les résultats présentés plus tôt (tableau 2) et ceux présentés dans cette section (tableau 4). Comme le montre le tableau 2, les jeunes du quartile intermédiaire inférieur sont proportionnellement plus nombreux à aller à l'université que ceux du quartile inférieur. Mais comme on le voit au tableau 4, les jeunes du quartile intermédiaire inférieur n'ont pas affiché une *préférence* plus marquée pour les études universitaires par rapport aux études collégiales que les jeunes du quartile inférieur de revenu. Ces résultats peuvent s'expliquer par le fait que les jeunes du quartile intermédiaire inférieur sont plus susceptibles de faire des études postsecondaires quelles qu'elles soient, pas seulement des études de niveau universitaire.

Le niveau de scolarité des parents et la structure de la famille sont deux variables importantes dans le choix du type d'établissement

Si le revenu familial n'a pas d'incidence sur le choix du type d'établissement, il n'en va pas de même pour le niveau de scolarité des parents, le sexe et la composition de la famille. Les jeunes dont aucun des parents n'a fait d'études postsecondaires affichent la probabilité la plus faible de préférer l'université au collège. Les jeunes dont la mère a fait des études postsecondaires ont une propension plus marquée d'opter pour des études universitaires. On observe une tendance encore plus marquée lorsque le père a aussi poursuivi des études postsecondaires. La situation est un peu différente lorsque le père est le seul parent à avoir fait des études postsecondaires. Les jeunes dont le père a fait des études postsecondaires sont plus susceptibles d'accorder une préférence aux études universitaires que les jeunes dont les parents n'ont pas fait de telles études. Mais le fait d'avoir aussi une mère scolarisée à ce niveau (en plus d'un père ayant fait des études postsecondaires) n'est pas associé à une probabilité significativement plus forte d'opter pour des études universitaires chez les jeunes.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Outre le niveau de scolarité des parents, la structure de la famille est également associée au choix de l'établissement d'enseignement. Une fois que l'on a neutralisé l'effet des autres facteurs, on observe que les jeunes issus de familles biparentales sont plus enclins à préférer l'université au collège que les jeunes provenant d'une famille monoparentale.

Conclusion

Notre analyse a tiré parti de la stabilité des taux de participation aux études postsecondaires de divers groupes socioéconomiques entre 1998 et 2001 pour examiner les facteurs associés à la poursuite d'études collégiales et universitaires à partir de deux panels de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR).

Compte tenu des différences dans la structure des systèmes d'éducation secondaire et postsecondaire au pays, il n'est pas étonnant de constater des variations considérables au chapitre des tendances de participation selon la région. Ces variations régionales dans les parcours postsecondaires mettent en lumière la nécessité de prendre en considération les différences régionales des systèmes d'éducation lors de l'examen de la participation aux études postsecondaires.

Divers facteurs socioéconomiques ont une incidence sur la participation aux études postsecondaires, même une fois neutralisé l'effet de toutes les autres variables. Le revenu familial, le niveau de scolarité des parents et la structure de la famille exercent tous une influence sur la poursuite d'études postsecondaires chez les jeunes. Le revenu familial constitue un facteur important à cet égard, tout particulièrement pour les jeunes du quartile inférieur de revenu. Si l'on observe une corrélation positive entre le revenu et la participation aux études collégiales, cette relation s'explique principalement par le système d'enseignement postsecondaire québécois.

Le niveau de scolarité des parents – soit le fait qu'aucun des parents n'est fait d'études postsecondaires, que l'un des deux en ait fait ou que les deux aient poursuivi des études à ce niveau – représente un facteur déterminant de la participation aux études postsecondaires. Il exerce également une incidence importante sur la préférence accordée par les jeunes aux études universitaires par rapport aux études collégiales. La structure de la famille – soit le fait d'être issu d'une famille monoparentale ou biparentale – conditionne aussi la décision de poursuivre des études postsecondaires sous une forme ou une autre et le choix du niveau d'études, universitaires ou collégiales.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Références

Barr-Telford, L., Cartwright, F., Prasil, S. et Shimmons, K., 2003, *"Accès, persévérance et financement : premiers résultats de l'Enquête sur la participation aux études postsecondaires (EPÉP)."* Statistique Canada.

Bowlby, J. et McMullen, K., 2002, *"À la croisée des chemins : premiers résultats de la cohorte des 18 à 20 ans de l'Enquête auprès des jeunes en transition."* DRHC et Statistique Canada

Corak, M., Lipps, G. et Zhao, J., 2003, *"Revenu familial et participation aux études postsecondaires"*, Statistique Canada.

Conseil des statistiques canadiennes de l'éducation, 2003, *"Indicateurs de l'éducation au Canada, Rapport du Programme d'indicateurs pancanadiens de l'éducation (PIPCE) 2003."* Conseil des statistiques canadiennes de l'éducation (Statistique Canada et CMEC).

deBroucker, P., 2005, *"Accéder aux études postsecondaires et les terminer : la situation des étudiants à faibles revenus."* http://www.cprn.org/, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques (RCRPP).

Drolet, M., 2005, *" Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990? "*, Statistique Canada.

Frenette, M., 2002, *" Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université "*, Statistique Canada.

Junor, S. et Usher, A., 2002, *"L'accès à l'éducation et la situation financière des étudiants au Canada."* Fondation canadienne des bourses d'études du millénaire.

Knighton, T. et Mirza, S., 2002, *" L'incidence du niveau de scolarité des parents et du revenu du ménage sur la poursuite d'études postsecondaires"*, Information sur l'article *Revue trimestrielle de l'éducation*, Volume 8, no 3.

Lavallée, L., B. Pereboom et C. Grignon, 2001, *"Access to Postsecondary Education and Labour Market Transition of Postsecondary Students"*, Canada Student Loans Program, HRDC, mimeo.

Statistique Canada, 2001, *"Participation aux études postsecondaires et revenu familial" The Daily*, Statistique Canada

Statistique Canada, 2002, *"Participation aux études postsecondaires et revenu familial - Rectificatif" Le Quotidien*, Statistique Canada

Zeman, K. et Knighton, T., 2004, *" Aperçu des cheminements liés aux études et au marché du travail des jeunes Canadiens de 20 à 22 ans "*, Statistique Canada (81-595-MIF20040018).

Notes en fin de texte

1. Selon les résultats de l'Enquête sur les frais de scolarité et de subsistance des étudiants à plein temps dans les universités et collèges du Canada qui confèrent des grades (FSSUC) de Statistique Canada, les droits de scolarité imposés au premier cycle ont augmenté de 12 % en dollars constants entre 1997/98 et 2000/01.
2. Bon nombre de jeunes faisant partie de cet échantillon n'ont peut-être pas ENCORE entrepris d'études collégiales ou universitaires. Cette observation est particulièrement probante dans le cas de l'Ontario, province où les jeunes fréquentent toujours l'école secondaire à l'âge de 18 ans. Par ailleurs, les étudiants du Québec et d'autres provinces offrant des programmes de passage à université seront encore inscrits dans un collège ou un CEGEP avant de passer à l'université.
3. Cette analyse vise les jeunes de 18 à 20 ans qui ne fréquentaient plus une école secondaire en décembre 1999.
4. Si le taux de participation aux études postsecondaires est légèrement plus élevé lorsque la mère plutôt que le père a fait des études postsecondaires,les taux propres à chaque niveau d'études présentent peu de variation à cet égard (figure 4). Ce phénomène est attribuable au fait que les taux propres à chaque type d'établissement sont légèrement supérieurs lorsque la mère a fait des études postsecondaires, et au fait que ce taux est nettement plus élevé dans le cas des écoles de métiers ou de formation professionnelle prises en compte dans le calcul des taux de participation aux études postsecondaires.
5. Plus précisément, ces résultats peuvent être comparés à ceux du modèle 3 au tableau 2 de leur article.
6. Pour comprendre les écarts au chapitre de l'âge des jeunes qui passent au collège ou à l'université, on peut examiner l'âge type de ces jeunes au moment de l'obtention du diplôme. Selon l'Enquête nationale auprès des diplômés (promotion de 2000), l'âge type (médian) au moment de l'obtention du diplôme d'études collégiales et d'études universitaires (baccalauréat) est de 23 ans. Ces résultats tendent à indiquer que le diplômé type du collégial inscrit à un programme de deux ans a commencé ses études collégiales à 21 ans, tandis que les diplômés universitaires auraient entrepris leurs études plus jeunes.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Annexe

Source de données et définitions :

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), notre source de données, est menée par Statistique Canada. Il s'agit d'une enquête-ménage longitudinale conçue pour cerner l'évolution du bien-être des personnes et des familles au fil des ans ainsi que les facteurs déterminants de ce bien-être.

À compter de 1993, on a suivi, dans le cadre de l'EDTR, les mêmes répondants pendant une période de six ans. Un second « panel », introduit en 1996, chevauche le premier pendant une période de trois ans. En 1999, on a introduit le troisième panel et « supprimé » le premier. Ces modalités seront répétées tous les trois ans. Chaque panel regroupe quelque 15 000 ménages comptant au total quelque 30 000 adultes dont 1 900 environ étaient âgés de 18 à 21 ans lors de leur dernière année dans l'échantillon (soit en 1998 et en 2001).

La présente analyse porte sur les jeunes âgés de 18 à 21 ans lors de leur sixième année dans le panel 1 ou le panel 2. Elle vise à déterminer la participation au niveau le plus élevé d'études postsecondaires lors de la sixième année dans le panel et en fonction de la situation socioéconomique du jeune lorsqu'il était âgé de 16 ans. La dimension longitudinale de l'enquête permet de cerner la situation socioéconomique des jeunes à leur seizième année. En effet, dans le cas d'un jeune âgé de 18 ans à sa sixième année dans le panel 1, nous disposons de données sur sa situation socioéconomique lorsqu'il était âgé de 16 ans puisque ces renseignements ont été recueillis deux ans plus tôt. Nous avons opté pour cette méthodologie parce que nous estimons qu'il convient de mesurer les facteurs socioéconomiques avant le début des études postsecondaires (les décisions se rapportant à la poursuite de telles études étant prises à ce moment-là).

Sélection de l'échantillon

Les jeunes âgés de 18 à 21 ans en 1998 et de 18 à 21 ans en 2001 ont été sélectionnés à partir du panel de l'EDTR de 1993-1998 et du panel de l'EDTR de 1996-2001, respectivement. Le premier panel compte 1 910 observations et le second, 1 886. On a restreint de nouveau l'échantillon de manière à n'inclure que les jeunes pour lesquels on disposait de renseignements sur le revenu familial au moment où ceux-ci étaient âgés de 16 ans. Cette restriction a eu pour effet de réduire l'effectif de l'échantillon à 1 897 pour le premier panel et à 1 830 pour le second.

Regroupement des données pour 1998 et 2001

Dans l'analyse descriptive, on a regroupé les données visant les deux années sans modifier les poids. Les poids utilisés sont les poids longitudinaux pour le panel 1 et le panel 2 (ilgwt26). L'échantillon combiné n'est pas représentatif des jeunes âgés de 18 à 21 ans entre 1998 et 2001. Il regroupe plutôt les jeunes âgés de 18 à 21 ans

en 1998 dans le panel 1 et les jeunes âgés de 18 à 21 ans en 2001 dans le panel 2. Si l'on présume que les caractéristiques des jeunes et la proportion de ceux-ci au sein de la population n'ont pas changé entre 1998 et 2001, on peut considérer l'échantillon combiné comme une approximation de la population des jeunes de 18 à 21 ans au cours de chacune des années de la période allant de 1998 à 2001.

Pour les modèles de régression, les résultats sont fondés sur les deux panels, un indicateur (-1 pour 1998 et 1 pour 2000) représentant chacun de ceux-ci. Lorsqu'on veut obtenir des estimations indépendamment du panel, on établit la valeur de l'indicateur à 0, ce qui a pour effet de combiner les estimations tirées des deux panels. Les poids utilisés dans les modèles de régression sont les poids longitudinaux pour le panel 1 et le panel 2 (ilgwt26).

Taux de participation

Pour les fins de la présente analyse, la participation aux études postsecondaires s'entend de la fréquentation, *à un moment ou un autre*, d'un établissement d'enseignement postsecondaire (à temps plein ou à temps partiel). Cette définition diffère du concept du niveau de scolarité atteint dans le sens où les participants n'ont pas nécessairement terminé leur programme d'études – tandis que ceux qui ont *atteint* un niveau de scolarité donné l'ont terminé. Ce concept diffère également de l'effectif, puisque celui-ci couvre les personnes *actuellement* inscrites à un programme d'études.

Sont considérés comme des participants aux études universitaires tous les jeunes ayant déclaré avoir fréquenté une université au cours d'une des six années, quelle qu'elle soit. Sont considérés comme des participants aux études collégiales tous les jeunes ayant déclaré avoir fréquenté un collège communautaire, un institut d'arts appliqués et de technologie ou un CEGEP, MAIS NON une université conformément à la définition ci-dessus (puisque nous nous intéressons au plus haut niveau d'études). Sont considérés comme des participants aux programmes de métiers tous les jeunes ayant déclaré avoir fréquenté une école de métiers ou de formation professionnelle (mais non une école de gestion ou de commerce) SANS avoir fréquenté une université ou un collège conformément aux définitions ci-dessus. Sont considérés comme des participants aux études postsecondaires globalement tous les jeunes ayant déclaré avoir fréquenté une université, un collège communautaire, un institut d'arts appliqués et de technologie, un CEGEP ou une école de métiers ou de formation professionnelle (mais non une école de gestion ou de commerce). Dans tous les cas de non-réponse à une question, on a exclu le répondant sauf s'il était possible d'effectuer une imputation directe (p. ex., le programme de métiers n'est évidemment pas le plus haut niveau de scolarité d'un non-répondant à la question relative à la fréquentation d'une école de métiers si cette personne a déclaré avoir fréquenté un collège).

Variables socioéconomiques

Les variables socioéconomiques employées dans la présente analyse sont les suivantes : niveau de scolarité des parents, région de résidence à la seizième année du jeune, classification du milieu rural ou urbain à la seizième année du jeune, quartile du revenu familial après impôt à la seizième année du jeune, composition de la famille à la seizième année du jeune.

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Le **niveau de scolarité des parents** s'entend du plus haut niveau de scolarité atteint par la mère et/ou le père du jeune. Dans la présente analyse, les études postsecondaires couvrent les certificats et diplômes non universitaires (p. ex., ceux décernés par un collège communautaire, un CEGEP, une école normale, une école de sciences infirmières, une école de métiers ou de formation professionnelle, etc.), les grades universitaires (sans indication de niveau), les baccalauréats et les grades universitaires supérieurs au baccalauréat (p. ex., maîtrise, doctorat, diplôme en médecine). Les études qui ne sont pas de niveau postsecondaire comprennent les études élémentaires (ou aucune scolarité), les études secondaires partielles et les études secondaires terminées.

Dans le panel 1, la variable du niveau de scolarité des parents est associée à un taux de non-réponse élevé (664 enregistrements sur un échantillon final de 1 825 enregistrements, soit un taux de non-réponse de 36 %). Le problème est moins aigu dans le cas du panel 2 (148 enregistrements sur un échantillon final de 1 897 enregistrements, soit un taux de non-réponse de 8 %). Pour faire face à ce problème, nous avons adopté la méthode utilisée par Knighton et Mirza (2002), c'est-à-dire que nous avons dérivé la réponse directement des enregistrements des parents (enregistrements disponibles puisque l'EDTR est une enquête-ménage). Cette procédure a permis de réduire le taux de non-réponse, celui-ci passant ainsi à 10 % pour le panel 1 et à 5 % pour le panel 2.

La **région de résidence** se rapporte à la province de résidence de la famille économique du répondant au 31 décembre de sa seizième année. Les provinces de l'Atlantique sont formées de Terre-Neuve, de l'Île-du-Prince-Édouard, de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick; les Prairies couvrent le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta. L'Ontario, le Québec et la Colombie-Britannique sont traités comme trois régions distinctes.

La variable du milieu **urbain ou rural** détermine si le ménage vivait en région urbaine ou en région rurale le 31 décembre de la seizième année du répondant. Les régions rurales sont les régions hors des RMR et des AR (elles sont également désignées par le terme « régions rurales et petites villes » – RRPV). Une RMR a un centre urbain de 100 000 habitants ou plus et comprend toutes les municipalités avoisinantes dont au moins 50 % de la population active travaille dans le noyau urbain. Une AR a un centre urbain de 10 000 à 99 999 habitants et se conforme aux mêmes règles de déplacement de la population que la RMR. Cette définition constitue selon nous la meilleure représentation de la collectivité (rurale ou urbaine) dans laquelle vivent les jeunes de 16 ans. Dans la mesure où cette définition se fonde sur les modèles de déplacement, elle donne une indication du degré d'accès des jeunes de 16 ans à un centre urbain ainsi qu'à des établissements d'enseignement.

Le **revenu familial après impôt** s'entend du revenu total de la famille moins l'impôt sur le revenu l'année où le jeune était âgé de 16 ans. Les répondants sont regroupés en quartiles selon le revenu familial après impôt. Les jeunes de 18 à 21 ans en 1998 ont atteint leur seizième année en 1993, 1994, 1995 ou 1996. De manière analogue, les jeunes du deuxième panel ont atteint leur seizième année en 1996, 1997, 1998 ou 1999. Le quartile auquel le répondant est associé est déterminé en fonction de la répartition des revenus au cours de l'année où le jeune était âgé de 16. Le tableau 1 présente les intervalles interquartiles pour les années pertinentes.

Tableau 1

Seuil supérieur des quartiles de revenu (en dollars courants)

	Panel 1 ($)				Panel 2 ($)			
Quartile	1993	1994	1995	1996	1996	1997	1998	1999
Inférieur	30 400	33 100	31 300	31 000	30 700	33 300	34 300	33 700
Intermédiaire inférieur	46 800	46 200	48 000	48 100	48 100	48 800	50 400	51 500
Intermédiaire supérieur	65 400	60 500	61 800	65 700	66 200	66 200	72 300	74 100

La **composition de la famille** s'entend de la structure de la famille à la seizième année du répondant. Le jeune fait partie soit d'une famille « monoparentale » s'il réside avec un seul parent divorcé ou non marié, soit d'une famille « biparentale » s'il réside avec des parents mariés ou en union de fait, ou encore d'une famille de la catégorie « autre » qui couvre toutes les autres situations (p. ex., jeune vivant avec un parent dans la résidence de la grand-mère, etc.).

N° 81-595-MIF2005036 au catalogue

Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation

Documents de recherche

Index cumulatif

La **Division de la Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation** de Statistique Canada élabore des enquêtes, fournit des statistiques et effectue des recherches et des analyses sur les questions d'actualité dans ses trois domaines de responsabilité.

Le **Programme de la statistique culturelle** élabore et diffuse des données actuelles et détaillées sur le secteur culturel au Canada. Ce programme gère une douzaine d'enquêtes/recensements périodiques et de banques de données afin de produire des données qui appuient la prise de décisions stratégiques et la gestion des programmes. Les questions d'actualité incluent les incidences économiques de la culture, la consommation de biens et de services culturels, les dépenses culturelles de l'État, des particuliers et des entreprises, le marché du travail du secteur de la culture, ainsi que le commerce international des biens et des services culturels. Des articles analytiques sont aussi publiés dans *La culture en perspective* http://www.statcan.ca:8096/bsolc/francais/bsolc?catno=87-004-X).

Le **Programme de la statistique du tourisme** fournit des renseignements sur la demande portant sur le tourisme intérieur et international. Le programme couvre l'Enquête sur les voyages des Canadiens (EVC) et l'Enquête sur les voyages internationaux (EVI). Ensemble, ces deux enquêtes donnent des renseignements sur le nombre et les caractéristiques des voyages et des voyageurs en provenance et à destination du Canada et à l'intérieur du pays. Des articles analytiques sont aussi publiés dans *Info-voyages* (87-003-XIF, 5 $, http://www.statcan.ca:8096/bsolc/francais/bsolc?catno=87-003-X).

Le **Centre de la statistique de l'éducation** vise à concevoir et à réaliser un programme complet de collecte et d'analyse de données statistiques pancanadiennes sur l'éducation comme aide aux décisions de politiques et à la gestion des programmes et aussi comme moyen de garantir qu'une information précise et utile sera mise à la disposition du public et des autres intervenants en éducation au Canada. Le Centre mène 15 enquêtes auprès des établissements d'enseignement et plus de 10 enquêtes-ménages sur l'éducation. Des articles analytiques sont aussi publiés dans *Questions d'éducation* (81-004IF, gratuit, http://www.statcan.ca:8096/bsolc/francais/bsolc?catno=81-004-X) et dans la série *Direction des études analytiques – Documents de recherche* (11F0019MIF, gratuit, http://www.statcan.ca:8096/bsolc/francais/bsolc?catno=11F0019M).

Ci-dessous figure un index cumulatif des documents de recherche sur la culture, le tourisme et l'éducation publiés à date.

Documents de recherche

81-595-MIF2002001	Comprendre l'écart rural-urbain dans le rendement en lecture
81-595-MIF2003002	Services canadiens d'éducation et de formation à l'étranger: le rôle des contrats financés par les institutions financières internationales
81-595-MIF2003003	Trouver sa voie : profil des jeunes diplômés canadiens
81-595-MIF2003004	Étudier, travailler et décrocher : Relation entre le travail pendant les études secondaires et le décrochage scolaire
81-595-MIF2003005	Établir le lien entre les évaluations provinciales des élèves et les évaluations nationales et internationales
81-595-MIF2003006	Qui poursuit des études postsecondaires et à quel moment : Parcours choisis par les jeunes de 20 ans
81-595-MIF2003007	Accès, persévérance et financement : Premiers résultats de l'Enquête sur la participation aux études postsecondaires (EPÉP)
81-595-MIF2003008	L'incidence de l'éducation et de la formation des adultes sur la situation sur le marché du travail au Canada
81-595-MIF2003009	Enjeux liés au contenu de l'Enquête canadienne sur l'éducation et sur la formation des adultes
81-595-MIF2003010	Planification et préparation : premiers résultats de l'Enquête sur les approches en matière de planification des études (EAPE) de 2002
81-595-MIF2003011	Un nouveau regard sur l'enseignement postsecondaire au Canada : Document de travail
81-595-MIF2004012	Variation des niveaux de littératie entre les provinces canadiennes : Constatations tirées du PISA de l'OCDE
81-595-MIF2004013	Traitements et échelles de traitement du personnel enseignant à temps plein dans les universités canadiennes, 2001-2002 : Rapport final
81-595-MIF2004014	À l'école secondaire ou non : Premiers résultats du deuxième cycle de l'Enquête auprès des jeunes en transition, 2002
81-595-MIF2004015	Travail et formation : Premiers résultats de l'EEFA de 2003
81-595-MIF2004016	Promotion de 2000 : profil des diplômés du postsecondaire et endettement des étudiants

Ci-dessous figure un index cumulatif des documents de recherche sur la culture, le tourisme et l'éducation publiés à date.

Documents de recherche

81-595-MIF2004017	Connectivité et intégration des TIC dans les écoles élémentaires et secondaires au Canada : Premiers résultats de l'Enquête sur les technologies de l'information et des communications dans les écoles, 2003-2004
81-595-MIF2004018	Aperçu des cheminements liés aux études et au marché du travail des jeunes Canadiens de 20 à 22 ans
81-595-MIF2004019	Traitements et échelles de traitement du personnel enseignant à temps plein dans les universités canadiennes, 2003-2004
81-595-MIF2004020	Estimations du commerce de biens de la culture : Méthodologie et notes techniques
81-595-MIF2004021	Cadre canadien pour les statistiques culturelles
81-595-MIF2004022	Indicateurs sommaires des écoles publiques pour les provinces et les territoires, 1996-1997 à 2002-2003
81-595-MIF2004023	Contribution économique de la culture au Canada
81-595-MIF2004024	Contribution économique du secteur culturel en Ontario
81-595-MIF2004025	Contribution économique de la culture au Canada – une perspective provinciale
81-595-MIF2004026	Qui poursuit des études postsecondaires, qui les abandonne et pourquoi : Résultats provenant de l'Enquête auprès des jeunes en transition
81-595-MIF2005027	Traitements et échelles de traitement du personnel enseignant à temps plein dans les universités canadiennes, 2002-2003 : Rapport final
81-595-MIF2005028	Bibliothèques scolaires et enseignants-bibliothécaires au Canada : résultats de l'Enquête sur les technologies de l'information et des communications dans les écoles de 2003-2004
81-595-MIF2005029	Les diplômés manitobains du postsecondaire de la promotion de 2000 : quels résultats obtiennent-ils?
81-595-MIF2005030	Traitements et échelles de traitement du personnel enseignant à temps plein dans les universités canadiennes, 2004-2005 : Rapport préliminaire
81-595-MIF2005031	Traitements et échelles de traitement du personnel enseignant à temps plein dans les universités canadiennes, 2003-2004 : Rapport final

Ci-dessous figure un index cumulatif des documents de recherche sur la culture, le tourisme et l'éducation publiés à date.

Documents de recherche

81-595-MIF2005032	Enquête auprès des titulaires d'un doctorat : profil des diplômés récents
81-595-MIF2005033	Le secteur des services d'enseignement au Canada
81-595-MIF2005034	Connectivité et intégration des TIC dans les écoles des Premières nations : Résultats de l'Enquête sur les technologies de l'information et des communications dans les écoles, 2003-2004
81-595-MIF2005035	Apprentis inscrits : Une classe 10 ans plus tard
81-595-MIF2005036	Participation aux études postsecondaires : Résultats de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu